

第3部 第7章 アジア太平洋諸国の景気循環の相互依存関係と貿易構造

著者	熊倉 正修
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
シリーズタイトル	アジア経済研究所統計資料シリーズ
シリーズ番号	91
雑誌名	貿易関連指数と貿易構造
ページ	187-212
発行年	2007
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies (IDE-JETRO)
URL	http://hdl.handle.net/2344/00008948

第7章

アジア太平洋諸国の景気循環の 相互依存関係と貿易構造

熊倉正修

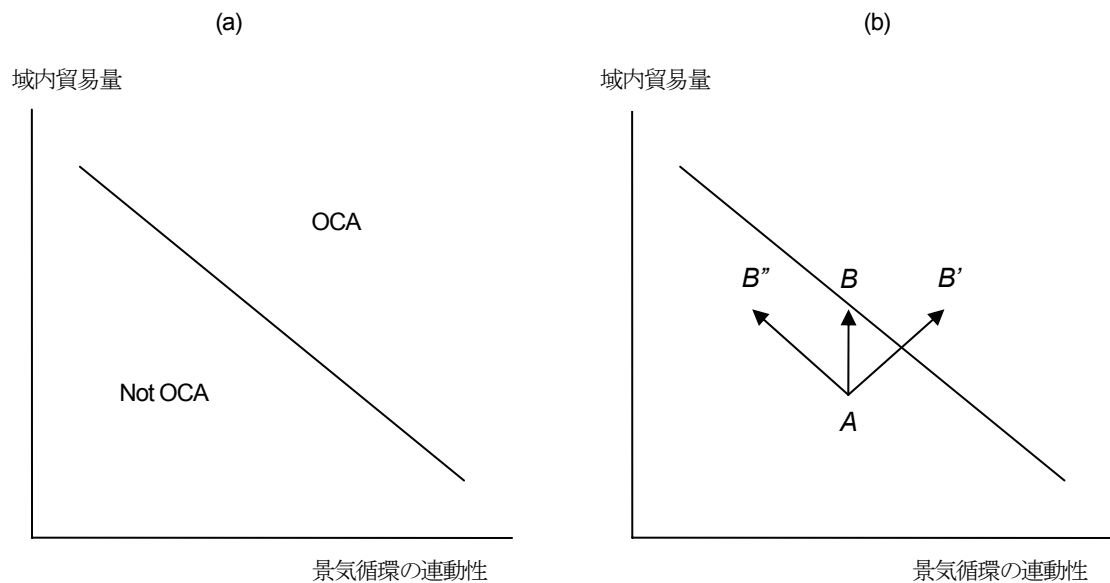
はじめに

1997 年のアジア通貨危機や 1999 年の欧州通貨統合などをきっかけとして、東・東南アジアにおいても国際的な通貨管理政策や共通通貨圏への関心が高まっている。今日のアジアにおいて EU 型の通貨統合を現実的な政策オプションと考える向きは多くないが、一部の識者は通貨危機の再来防止や域内の貿易・投資の円滑化を目的とした通貨政策協調の枠組みを提唱している (Kwack 2005)。さらにそれによってアジア諸国の経済統合が加速され、より野心的な経済・通貨同盟への機運が高まることを期待する声も聞かれるようになっている (Kawai 2005)。

標準的な最適通貨圏 (Optimum Currency Area, OCA) の理論によれば、通貨統合の便益は域内の貿易量が多いほど大きくなり、加盟国の景気循環の齟齬が大きいほど小さくなる (Mundel 1961)。しかし、近年の実証研究においては共通通貨の導入が域内貿易を促進して加盟国の景気の連動性を高める効果が強調されており、事前に OCA でない国々が通貨統合によって OCA になる可能性が示唆されている。もしそのような効果が大きければ潜在的な OCA の範囲は大幅に広がることになり、アジアにおいて共通通貨を志向することも必ずしも非現実的でなくなる可能性が考えられる。

景気循環の国際波及における貿易の役割を OCA 理論の視点から実証的に分析する嚆矢となったのが Frankel and Rose (1998) であり、彼らの分析手法はすでにいくつかの研究によってアジア諸国にも適用されている。しかしこれらの研究の結果は必ずしも均一でなく、Frankel らの研究において主張されているほど明瞭な結論は得られていない。本章ではアジア太平洋地域の 13 カ国を対象とし、(a) 二国の景気変動の共変性の決定要因として当該国間の貿易だけでなく共通の第三国市場への輸出も考慮する、(b) 多くのアジア諸国の生産や輸出が電子機器やその部品に偏っており、生産工程の国際分業によって実質的な輸出実績が過大評価されていることに注意を払う、(c) 国際資本移動など各国経済を繋ぐ貿易以外のチャンネルも検討することにより、これらの国々の景気変動の共変性における貿易の役割を実証的に分析する。われわれの推計においても貿易を通じた景気循環の国際波及効果は認められるが、二国の景気の共変性の決定要因として重要なのはこれらの国々が生産・輸出する財の種類である。特に輸出や生産に占める電子製品の比率が高い国において景気の連動性が高まる傾向が顕著であり、電子製品の国際市況の変化がこれらの国々の景気に影響を与えていることが伺える。また、多くの国の景気循環において貿易は必ずしも決定的な役割を果たし

図1 最適通貨圏の条件の内生的性



(出所) 著者作成。

ておらず、最適通貨圏の条件の内生的性への期待をもとに野心的な地域通貨統合を志向することは望ましくないように思われる。

本章の構成は以下の通りである。まず次節では OCA 条件の内生的性に関する最近の実証研究をサーベイし、これらの研究で採用されている分析手法をアジア諸国に適用する際に注意すべき点を議論する。第2節では本章の実証分析の枠組みと利用する変数の作成方法を説明する。第3節ではわれわれの分析結果を示し、その経済的意味を検討する。最終節では本章の結果をまとめ、今後のアジア諸国の景気循環の動向や通貨政策協調の意義に関する若干のコメントを行う。補論ではより近年のデータを用いた付加的な分析を行い、付録ではデータの出所や変数の作成方法をまとめる。

1. 先行文献

国際間の景気循環の波及における貿易の役割は国際経済学の伝統的な研究課題であるが、近年ではそれを通貨政策との関連で再考する試みが行われている。標準的なOCA理論によれば、

複数国を包含する通貨同盟は加盟国間の貿易における取引費用の低減や資源配分の効率化といった便益をもたらす、その大きさは域内の貿易量と正の関係を持つと予想される。一方、通貨同盟の最大の難点は加盟国の金融為替政策の独立性が失われることであり、それによる経済的コストは加盟国間の景気循環の齟齬が大きいほど高まると考えられる。したがって、図1(a)のようにある二国（ないし複数国）間の貿易量を縦軸に、景気循環の共変性（相関度）を横軸にとった場合、通貨同盟がこれらの国々にもたらす便益と費用がバランスする貿易量と景気の共変性の組み合わせは右下がりの線となるはずである。そして線の右上に位置する国々は OCA の条件を満たしており、左下に位置する国々は満たしていないことになる。

ここまでは伝統的な OCA 理論そのものであるが、問題は実際に通貨同盟が形成された場合に加盟国の経済関係にどのような変化が生じるかである。たとえばある二国の事前の関係が図1(b)のA点のようであると、これらの国々が共通通貨を導入したとしよう。パネルデータを用いた近年の実証研究では通貨同盟が強い域内

貿易促進効果を持つことが報告されており、それが正しければ共通通貨採用後にこれらの国々の関係がA点にとどまることはなく、図の上方に移動することになる (Rose 2000; Rose and Stanley 2005) (注1)。これらの国々の景気循環の共変性が相互の貿易量と独立であれば事後的な均衡点はB点だが、両者を無関係と考えることは必ずしも現実的ではなかろう。もし貿易量の増加によって域内の需要・供給ショックの波及効果が強まれば景気の共変性も高まる可能性があり、その場合の事後的な均衡点は図のB'点のようになろう。すなわちこれらの国々は事前にOCAの条件を満たしていないにも関わらず、通貨同盟がもたらす動学的効果によって事後的にOCAとなる。

一方、通貨同盟形成後の域内貿易の増加が加盟国の生産（貿易）品目構成の変化を伴って生じる場合には事情はやや異なってくる (Krugman 1993)。共通通貨の採用によって加盟国の生産の特化が進み、それが域内貿易の増加をもたらすでしょう。さらに各加盟国の景気変動の背景要因として産業別の需要・供給ショックが重要な役割を果たしている場合、通貨同盟の形成によって加盟国間の景気循環の齟齬がむしろ強化される可能性が考えられ、その場合の事後的な均衡点はB''点のようになろう。共通通貨の導入によって実際に加盟国の経済関係がA点からB、B'、B''のいずれの点に移動するかは理論的には明らかでなく、何らかの実証分析が必要となる。

上記の疑問を検証するために、Frankel and Rose (1998、以下F&Rと略記)は21のOECD加盟国のデータを用いて以下の回帰式を推計した。

$$(1) \quad \rho(i, j) = \alpha + \beta T(i, j) + \sum_k \gamma_k Z_k(i, j) + \varepsilon(i, j)$$

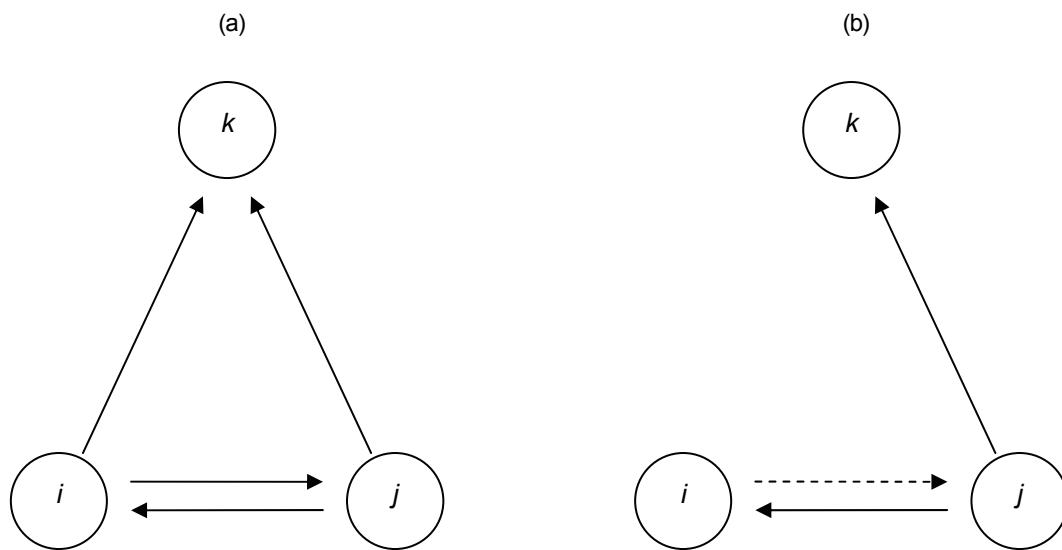
ここで $\rho(i, j)$ と $T(i, j)$ はそれぞれ*i*国と*j*国の景気循環の共変性と二国間の貿易量を表す変数であり、 $Z_k(i, j), k=1, 2, \dots$ は二国の景気の連動性

に影響を与える他の変数を表している。景気の共変性の変数には二国の実質GDP成長率や失業率などの相関係数が用いられ、貿易規模の指標は二国間の貿易総額を両国の名目GDPや輸出入総額で除すことによって作成されている。

なお、(1)式は最小二乗法 (Ordinary Least Squares, OLS) による推計が可能だが、F&Rは説明変数と被説明変数の内生性の可能性を考慮して操作変数法 (Instrumental Variables Method, IV法) を採用している。F&Rは内生性が懸念される根拠として、(a)密接な貿易関係を持つ国々では通貨当局が相互に（あるいはいずれかが他方に対して）名目為替レートを安定化させるインセンティブを持ち、それが金融政策の連動性を高めることによって両国の景気の共変性を高める、(b)その一方で為替レートの安定は両国間の貿易を促進する、(c)したがって $T(i, j)$ の係数 β は貿易が需給ショックの波及を通じて両国の景気の連動性を高める効果だけでなく、二国の金融通貨政策が説明変数 $T(i, j)$ と被説明変数 $\rho(i, j)$ に与える影響も反映する可能性がある、と説明している (注2)。彼らの推計では全てのケースにおいて係数 β の推計値が有意に正になっており、それは $Z_k(i, j)$ に二国の通貨制度の類似性を代表する変数などを含めた場合でも同様である。

F&Rの論文は大きな反響を呼び、その後、多くの研究によってその結果が精査されると同時に、F&Rの分析対象に含まれていなかった中東欧諸国や東・東南アジア諸国を対象とした推計も行われた。アジア諸国を対象とした実証研究の例としてはChoe (2001)やCrosby (2003)、Shin and Wang (2004)などが挙げられるが、これらの研究の結果は必ずしも同一でない。Crosby (2003)は東・東南アジア10カ国を含むアジア太平洋13カ国を対象とした推計を行い、二国間の貿易と景気の連動性の間にはっきりした関係が認められない一方、両国の産業構造の類似性が高いほど景気の共変性も高まるという結果を得

図2 多国間貿易と生産工程の国際分業



(出所) 著者作成。

た。一方、Choe (2001)と Shin and Wang (2004)はアジア諸国のみを対象とした推計を行い、貿易を通じた景気の国際波及効果を認めつつ、いくつかの留保を付している。すなわち Choe (2001)は上記の (i, j) の一方に日本が含まれている場合と両者がともにアセアン加盟国である場合に二国の貿易が景気の連動性を高める効果が大きくなると主張し、Shin and Wang (2004)は二国間の貿易に占める産業内貿易の比率が高いほどその効果が大きくなると報告している。

ただしこれらの研究結果を解釈するにあたってはいくつかの点に注意する必要がある。次節以降の分析に先立ち、ここでは以下の三点を指摘しておこう。第一に、ほとんどの既存研究では(1)式の $T(i, j)$ を二国間の貿易額（の当該国の経済規模や貿易総額に対する比率）によって代表させているが、その係数が二国の景気変動の共変性における貿易の役割を正しく反映しているかどうかは疑問である。この点を理解するために図2を見てみよう。図中の i, j, k はそれぞれ国を表し、矢印は輸出を表している。まずパネル(a)のように i 国と j 国が相互に取引するだけでなく、 k という第三国にも輸出している場

合を考えよう。もし $i-j$ 国間の取引に比べて k 国への輸出の規模が十分に大きい場合、 i においても j においても主要な外需ショックの震源地は k 国であるはずである。そのような状態において $i-j$ 国間の取引規模をもとに説明変数 $T(i, j)$ を作成した場合、両国の景気循環における貿易の役割を正しく捕捉できない可能性が考えられる。本章の分析対象の中心である東・東南アジア諸国では相互の貿易額も増加しているが、米国や欧州など域外の先進諸国への輸出依存度も依然として高い。また、近年では多くの国々において中国への輸出が急増しており、将来的には後者の景気変動が前者の景気動向に大きな影響を与える可能性も考えられる。そのような場合、他のアジア諸国間の貿易額は増加しなくても共通の外生ショックへのエクスポージャーが高まることになり、これらの国々がOCAに近づいてゆく可能性もないとは言えない。

F&Rのフレームワークを東・東南アジア諸国に適用する際に注意すべき第二の点は、これらの国々の貿易の中に多くの部品や半製品が含まれていることである^(注3)。図2のパネル(b)には i 国から j 国に向けて部品や半製品が輸出され、

それを用いて生産された最終消費財が i 国と k 国に輸出されるケースが描かれている（図の点線は部品や半製品の輸出を、実線は完成品の輸出を示している）。このような状態において $i-j$ 国間の取引額をもとに貿易変数 $T(i, j)$ を作成した場合、その値は両国の経済の実質的な相互依存度を過大評価する可能性が高い。また、 j 国で生産された最終財が k 国に輸出されている限り、 i 国から k 国への輸出が存在しなくとも前者の輸出の一部は後者の需要によって牽引されていると見るべきであろう。この点から考えても、二国間の直接的な貿易の多寡を代表する変数を用いて(1)式を推計することはミスリーディングな結果をもたらさうと思われる。

F&R の分析手法に関する第三の留意点は、IV 法が必ずしも推計精度を高めるとは限らないことである。F&R が指摘する理由によって(1)式の $\rho(i, j)$ と $T(i, j)$ が内生的関係にある場合、OLS による係数 β の推計値には正のバイアスが生じるはずである。しかし彼らの OLS と IV 法による推計値を比較すると後者の方がずっと小さくなっており、両者の乖離に彼らの想定とは異なったメカニズムが作用している可能性を示唆している^{(註4) (註5)}。Gruben et al. (2003)も指摘しているように、推計式に重要な説明変数が欠落しており、かつ欠落変数と操作変数や非説明変数の間に正の相関が存在する場合、IV 法によって推計された被操作変数の係数値は過大評価される。ほとんどの既存研究は標準的なグラビティー・モデルの説明変数である i 国と j 国の首都間の距離や共有する国境・言語の有無を $T(i, j)$ の操作変数として利用しているが、これらの変数が二国の経済を繋ぐ貿易以外のチャンネルと相関している可能性を検討する必要がある。

近年の東・東南アジア諸国のマクロ経済の変動要因を考えた場合、誰でもまず想起するのは国際資本移動であろう。アジア通貨危機によっ

て多くの国が深刻な不況に陥った 1998 年を別としても、1990 年代前半のアジアの新興市場経済への大規模な資本流入はこの次期の当該国の好景気と投資ブームを支える重要な要因であったと考えられ、近年の中国における資産価格の上昇や銀行貸出ブームも人民元の切り上げ期待や内外金利差を誘引とする海外からの資本流入と無縁ではなかろう。国際資本移動の一部である海外直接投資 (Foreign Direct Investment、FDI) は貿易関係の強い国の間でとりわけ活発であることが知られており (Wei and Frankel 1997; Lipsey and Ramstetter 2001)、標準的なグラビティー・モデルの説明変数は FDI とも相関している可能性が高い。また、1997 年以前の東・東南アジア諸国への金融投資の加速の背景には地域全体の経済の先行きに対する楽観的な見通しがあったと思われ、近年のこれらの国々への海外資本の回帰にも同様の要因が作用している可能性がある。そのような場合、二国の地理的近接性がこれらの国々への金融資本流入の連動性の決定要因の一つになっていることになり、やはり後者とグラビティー・モデルの説明変数との間に相関が生じることになる。

2. 実証分析のフレームワーク

本節では第 1 節で議論した点に留意しつつ、アジア太平洋諸国における貿易と景気循環の共変性の関係を実証的に分析する。サンプルは Crosby (2002)の対象国のうち香港を除く 12 カ国にインドを加えた 13 カ国である (アルファベット順にオーストラリア、中国、インド、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、ニュージーランド、フィリピン、シンガポール、台湾、タイ、米国)。香港は東アジアの貿易の重要な結節点であるが、中継貿易に関する統計上の問題が深刻であること、近年では国内の経済活動が事実上サービス産業に特化していることなどを考

慮して対象から除外する^(注6)。インドは一部の東・東南アジア諸国の重要な貿易パートナーになりつつあることや対象国の経済規模や貿易依存度、対外貿易関係に一定のばらつきを持たせる目的でサンプルに含めた。

アジア太平洋諸国間の景気の共変性を測定する際に注意すべき点として、多くの国々の経済が発展途上にあり、その生産・消費構造や対外貿易構造が急速に変化していることが挙げられる。(1)式の推計が信頼性を持つためには被説明変数 $\rho(i, j)$ が i - j 国間の景気の連動性を適切に反映していることが前提となる。そのためにはできるだけ多数の景気循環のエピソードをもとに $\rho(i, j)$ を計算することが望ましいが、あまり対象期間を長くするとサンプルの初期と末期で対象国の生産・貿易構造に著しい相違が生じてしまう。また、いくつかのアジア諸国においては1990年代前半まで四半期ベースのGDPデータが公表されておらず、公式のGDPデータを用いて各国の景気循環を測ることを前提とした場合、利用可能な統計は年次データに限定される^(注7)。これらの点を考慮し、以下では1984-2003年の実質GDPの年次データをもとに $\rho(i, j)$ の指標を作成することにする。

多くの既存研究は各国の実質GDPの対数値の時系列にホドリック・プレスコット(HP)フィルターを適用して循環部分を抽出し、その二国間の相関係数を計算することによって $\rho(i, j)$ を計算している。しかし本章の対象国の一部はアジア金融危機の時期に激しい生産の落ち込みを経験しており、このような手法で $\rho(i, j)$ を計算した場合、特定国間の値が不自然に大きくなってしまふ^(注8)。そこで、ここではより単純に各国の実質GDPの対数値の階差を基礎として $\rho(i, j)$ の指標を作成することを考えよう。まず i 国と j 国の実質GDPの対数値の t 年の1階階差をそれぞれ $\Delta y_t(i)$ 、 $\Delta y_t(j)$ と書き、その同時相関係数を計算することによって第一の $\rho(i, j)$

の指標を作成する。

$$(2) \quad \rho_1(i, j) \equiv \text{corr}(\Delta y_t(i), \Delta y_t(j))$$

上記の $\rho_1(i, j)$ は二国の生産(所得)水準の同時的な連動性だけを反映したものであり、 i 国の景気変動が一定のラグを伴って j 国の景気に影響を与えている場合には適切な指標でない。そこで上記の指数に加え、以下の定義による代替的な指標も考えることにする。

$$(3) \quad \rho_2(i, j) \equiv 2/3 \times \rho_1(i, j) + 1/3 \times \max \left[\begin{array}{l} \text{corr}(\Delta y_t(i), \Delta y_{t-1}(j)), \\ \text{corr}(\Delta y_{t-1}(i), \Delta y_t(j)) \end{array} \right]$$

なお、アジア危機の一時的な影響を軽減するために、(2)-(3)式中の同時・時差相関係数はいずれも1998年のデータを除外して計算する。時差相関係数の計算には1983年と2004年のデータも利用する^(注9)。

表1はわれわれの対象国のすべての組み合わせについて上記の二つの指標を計算した結果をまとめたものである(表の左下が $\rho_1(i, j)$ を、右上が $\rho_2(i, j)$ を表している)。表を見るとインドネシア、マレーシア、シンガポール、タイの東南アジア4カ国の景気の共変性が高く、とりわけマレーシアとシンガポールの値がきわめて大きい。また、オーストラリア、ニュージーランド、米国の3カ国、そして日本、韓国、台湾の北東アジア3カ国の共変性も比較的高くなっている^(注10)。なお一般的な通念とはやや異なり、表1における多くの東・東南アジア諸国の景気循環と米国のその連動性は必ずしも高くはない(後述)。

次の問題は(1)式の説明変数 $T(i, j)$ をいかに作成するかである。前節で議論した理由により、既存文献のように i - j 国の二国間の貿易額を両国の貿易総額やGDPで除した値を $T(i, j)$ に用いることは望ましくないと思われる。前節で指摘した問題を完全に克服することは困難であるが、ここでは作成された変数が「二国が貿易を

表1 アジア太平洋諸国の景気循環の共変性 (1984-2003、年次ベース)

	AUS	CHN	IND	IDN	JPN	KOR	MYS	NZL	PHL	SGP	TWN	THA	USA
Australia		0.425	0.566	-0.102	0.319	0.153	0.001	0.542	0.088	0.210	0.259	0.116	0.609
China	0.350		0.031	0.101	-0.078	0.043	-0.003	0.397	-0.395	0.052	0.310	-0.024	0.450
India	0.593	-0.148		0.176	0.308	0.048	0.277	0.357	0.417	0.255	0.048	0.330	0.301
Indonesia	-0.117	0.096	0.133		0.220	0.145	0.564	-0.089	0.226	0.489	0.275	0.581	-0.097
Japan	0.250	-0.129	0.273	0.256		0.454	0.093	-0.203	-0.032	0.221	0.482	0.525	0.281
Korea	0.104	0.003	0.071	0.125	0.429		0.199	0.032	-0.016	0.340	0.575	0.415	0.159
Malaysia	0.047	0.006	0.298	0.651	0.123	0.204		-0.032	0.447	0.727	0.245	0.531	0.041
New Zealand	0.566	0.412	0.224	-0.034	-0.401	0.075	0.030		0.111	0.105	0.090	-0.099	0.354
Philippines	-0.025	-0.521	0.475	0.173	-0.064	0.071	0.370	0.042		0.399	-0.110	0.203	-0.215
Singapore	0.244	0.070	0.263	0.529	0.196	0.432	0.876	0.224	0.368		0.458	0.485	0.194
Taiwan	0.186	0.313	-0.010	0.349	0.399	0.658	0.298	0.169	-0.050	0.535		0.388	0.425
Thailand	0.126	-0.040	0.374	0.532	0.522	0.478	0.487	-0.100	0.214	0.480	0.375		-0.114
United States	0.738	0.411	0.381	-0.080	0.181	0.130	0.082	0.460	-0.255	0.270	0.463	-0.108	

(出所) 著者による計算。原データはIMF IFS およびCEIC Asia Database から採取した。

(注) 左下の値は $\rho_1(i, j)$ を、右上の値は $\rho_2(i, j)$ を示す。網掛けは0.5を超える値を表す。

通じて受ける外生ショックの類似性」の代理変数として信頼性を持つよう考慮しつつ、以下のような指数を考える。

まずある産業 l において生産される財 k を考え、 i 国から m 国への当該財の輸出額（名目米ドルベース、以下同様）を $X_k^l(i, m)$ と表記することにする。そしてすべての貿易財を完成品とそれ以外の財に分類し、前者の集合を A と定義する^(注11)。そして各財の輸出額について以下の算式にもとづく調整を行う。

$$(4) \quad \tilde{X}_k(i, m) \equiv \begin{cases} \delta^l(i) X_k^l(i, m) & \text{if } k \in A \\ \sum_{j \neq i} \theta^l(j, m) X_k^l(j, m) & \text{if } k \notin A \end{cases}$$

$$(5) \quad \delta^l(i) \equiv \frac{O^l(i) - \sum_{j \neq i} \sum_{k \notin A} X_k^l(j, i)}{O^l(i)},$$

$$\theta^l(j, m) \equiv \frac{X^l(j, m)}{O^l(j)}.$$

(5)式の $O^l(i)$ は i 国の l 産業の生産総額を示している。

まず k が完成品であり、かつその生産に輸入投入財が用いられている場合、グロスの輸出額は国内所得に対する貢献度を過大評価する可能性が高い。(4)式の上段の調整はそのような効果

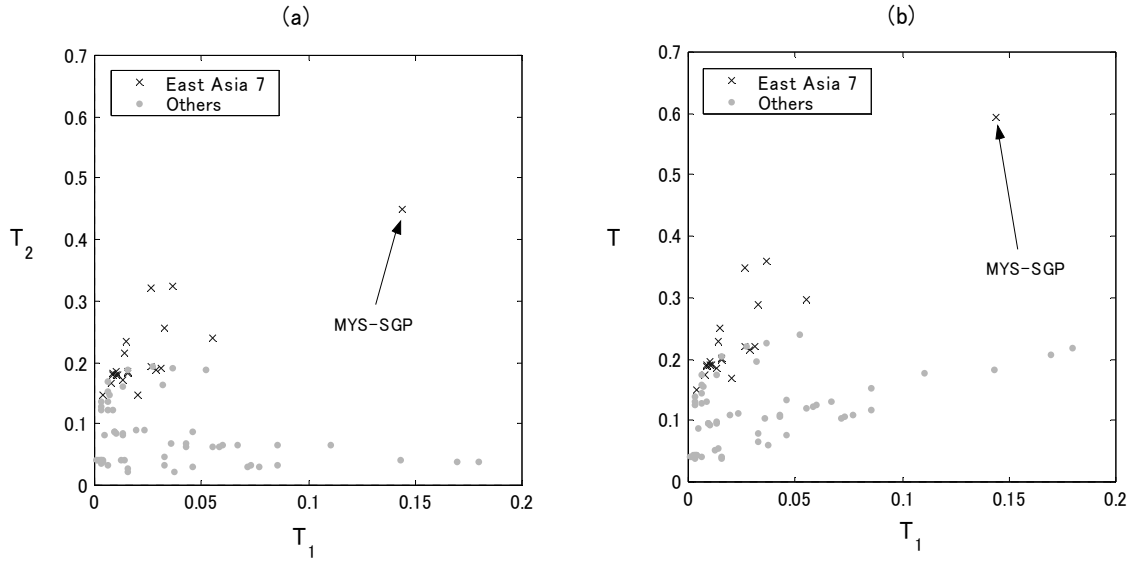
を軽減することを目的としたものである。一方、 k が原料品や半製品であり、かつ輸出相手国がそれを用いて生産した完成品を輸出している場合、原料品や半製品の実質的な需要国は完成品の輸入国だと考えられる。(4)式の下段の調整は完成品の輸出状況を勘案してそれらを最終的な需要国に振り分けるためのものである^(注12)。これらの調整は概念的には単純なものであるが、実際には完成品とそれ以外の財の区分は必ずしも明確ではなく、また輸入部品を用いて生産された高次の半製品がさらに別の国に輸出されているケースもある。したがって上記の $\tilde{X}_k(i, m)$ は m 国への輸出によって生み出された i 国のGDPと厳密に対応している訳ではなく、あくまでも後者を近似するための簡便法である。原データの出所や計算方法の詳細は章末の付録にまとめられている。

次に上記の $\tilde{X}_k(i, m)$ を全ての財について足し上げ、

$$(6) \quad \tilde{X}(i, m) \equiv \sum_k \tilde{X}_k(i, m)$$

という値を定義しよう。この値は i 国の輸出総額に占める真水部分（実際に i 国の生産や所得に寄与する部分）のうち、直接・間接に m 国の

図3 輸出市場国の類似性指数



(出所) 著者による計算。原データおよび計算方法の詳細は付録参照。

(注) 「East Asia 7」はインドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、台湾、タイのいずれか2国の組み合わせを、「Others」はそれ以外の組み合わせを、「MYS-SGP」はマレーシアとシンガポールの組み合わせを示す。

需要によって牽引されている部分に対応している。ここで*i*国の名目GDPを $Y(i)$ と書くことにし、以下のようにわれわれの貿易指数 $T(i, j)$ を定義する。

$$(7) \quad T(i, j) \equiv \sum_m \min \left[\frac{\tilde{X}(i, m)}{Y(i)}, \frac{\tilde{X}(j, m)}{Y(j)} \right].$$

この値は*i*国と*j*国から各輸出相手国への実質的な輸出額（の自国の経済規模に対する比率）のうち、重複する部分だけを抽出して合計したものである。したがってわれわれの定義による $T(i, j)$ は、二国の生産（所得）のうち共通の市場に依存している部分の大きさを表す指標になっている。

上記の $m = 1, 2, \dots$ には*i*国と*j*国自身も含まれており、 $\tilde{X}(i, i)$ と $\tilde{X}(j, j)$ はそれぞれ*i*国と*j*国で生産された貿易財の国内出荷分に対応する。ここで

$$(8) \quad \frac{\tilde{X}(i, i)}{Y(i)} \geq \frac{\tilde{X}(j, j)}{Y(j)}, \quad \frac{\tilde{X}(i, j)}{Y(i)} \leq \frac{\tilde{X}(j, j)}{Y(j)}$$

という不等式関係が成立すると仮定すれば、(7)

式の右辺を以下のように分割することが可能となる^(注13)。

$$(9) \quad \begin{aligned} T(i, j) &\equiv \left(\frac{\tilde{X}(i, j)}{Y(i)} + \frac{\tilde{X}(j, i)}{Y(j)} \right) \\ &+ \sum_{m \neq i, j} \min \left[\frac{\tilde{X}(i, m)}{Y(i)}, \frac{\tilde{X}(j, m)}{Y(j)} \right] \\ &\equiv T_1(i, j) + T_2(i, j). \end{aligned}$$

(9)式の $T_1(i, j)$ は*i*—*j*国の二国間貿易の規模を表す指標になっており、 $T_2(i, j)$ は共通の第三国への輸出依存度の大きさを示している。分子の $\tilde{X}(i, j)$ と $\tilde{X}(j, i)$ に施した調整を別とすれば、前者は既存文献で使用されている貿易変数にほぼ対応するものである。

われわれの対象国のすべての組み合わせ（= $13 \times 12 \div 2 = 78$ ）についてこれらの値を計算し、それを散布図の形に表現したのが図3である。パネル(a)では $T_2(i, j)$ を $T_1(i, j)$ に対してプロットし、パネル(b)では $T(i, j)$ を $T_1(i, j)$ に対してプロットした。われわれのサンプルでは $T_1(i, j)$ より $T_2(i, j)$ のほうが大きくなっているケースが

多く、この傾向は東・東南アジアの小国においてとりわけ顕著である。また、78 の $T(i, j)$ と $T_2(i, j)$ の値の中でマレーシア・シンガポールの組み合わせの値が突出して大きいことにも注意しておきたい。先に見たようにマレーシアとシンガポールの景気の共変性は著しく高いため、(1)式や(10)式の推計式を回帰した場合、これら二国のデータがレバレッジ・ポイントになる可能性が考えられる。そこで以下のすべての推計において、 (i, j) がマレーシアとシンガポールである場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を説明変数に含めることにする。

Fidrmuc (2001)や Shin and Wang (2004)などでは二国の貿易の中で産業内貿易の占める比率が大きいほど当該国間の景気の共変性が高まることが報告されている。また、他の研究では各国の景気循環の背景要因として産業構造の類似性が強調されており、産業別の需要・供給ショックが必ずしも貿易という経路を経ずに国際間の景気の連動性に影響を与える可能性が示唆されている (Crosby 2001; Clark and van Wincoop 2001; Imbs 2004; Grimes 2005) (註14)。これらの点を検証するために、まず(4)式の方法による調整を経た財別・相手国の輸出額を利用して

$$\tilde{X}_k(i) \equiv \sum_{m \neq i} \tilde{X}_k(i, m) \text{ という値を定義する。こ}$$

れを用いてさらに以下のような値を考えよう。

$$(10) \quad \omega(i, j) \equiv \sum_k \min \left[\frac{\tilde{X}_k(i)}{\sum_k \tilde{X}_k(i)}, \frac{\tilde{X}_k(j)}{\sum_k \tilde{X}_k(j)} \right]$$

上記の $\omega(i, j)$ は i 国と j 国の (実質的な) 輸出総額に占める各品目のシェアのうち、両国において重複する部分の比率を表しており、二国の輸出品目構成の類似性指数の意味を持っている。そしてこれが 0 から 1 の間に分布する値であることを利用し、

$$(11) \quad \rho(i, j) = \alpha + \beta_1 \omega(i, j) T(i, j) + \beta_2 (1 - \omega(i, j)) T(i, j) + \dots + \varepsilon(i, j)$$

$$(12) \quad \rho(i, j) = \alpha + \beta T(i, j) + \gamma \omega(i, j) + \dots + \varepsilon(i, j)$$

という二つの回帰式を推計することを考えよう。

(12)式において $\beta_1 \neq \beta_2$ と判別された場合、 i 国と j 国の景気の共変性はこれらの国々がいずれの外国に輸出しているかという点だけでなく、どのような財を輸出しているかにも依存していると考えられる。ただしさらに(13)式において $\beta = 0, \gamma \neq 0$ と判定された場合、二国の景気の共変性の決定要因として重要なのは両国の生産 (輸出) 品目構成であり、どの外国に輸出しているかどうかは必ずしも重要でないことになる。

最後の問題は国際資本移動が二国の景気の共変性に与える影響をどのようにコントロールするかである。ここではまず各年の i 国における純資本流入 (民間部門の総合収支－経常収支) の対名目 GDP 比率を計算し、その値を $ci_t(i)$ と書くことにする。この値の二国における時系列の相関係数を計算し、

$$(13) \quad v(i, j) \equiv \text{corr}(ci_t(i), ci_t(j))$$

という値を定義する。そしてこの値を推計式の説明変数に加えることによって資本流入が被説明変数に与える影響をコントロールすることにする。なお $\rho_1(i, j)$ や $\rho_2(i, j)$ と同様に、上記の $v(i, j)$ も 1998 年のデータは除外して計算する。

ただしここで注意すべきことは、一国の景気変動と内外資本移動の関係は内生的である可能性が高いことである (註15)。したがって $\rho_1(i, j)$ や $\rho_2(i, j)$ とわれわれの定義による $T(i, j)$ との関係に F&R が主張するような内生性が存在していなくても、上記の $v(i, j)$ を説明変数に含めた回帰式においては内生性に起因する推計バイアスを考慮する必要がある。二国の景気の共変性に影響を与えるその他の要因については次節の末尾において検討する。

3. 推計結果

表 2 には OLS による推計結果が示されてい

表2 OLS による推計結果

説明変数	被説明変数: ρ^1					被説明変数: ρ^2				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
T	0.575* (0.339)					0.351 (0.285)				
T ₁		0.990* (0.541)					0.882* (0.470)			
T ₂		0.521 (0.375)					0.282 (0.323)			
ωT			2.130** (0.810)	1.458** (0.575)				2.039*** (0.712)	1.146** (0.497)	
$(1 - \omega) T$			-1.123 (0.924)					-1.492* (0.784)		
ωT_1					2.254** (1.030)					2.230** (0.948)
ωT_2					1.325** (0.677)					0.964 (0.603)
ν	0.156** (0.065)	0.171** (0.073)	0.153** (0.066)	0.155** (0.064)	0.165** (0.068)	0.208*** (0.058)	0.226*** (0.065)	0.204*** (0.058)	0.206*** (0.056)	0.220*** (0.060)
MYS-SGP	0.329** (0.148)	0.293** (0.142)	0.313** (0.145)	0.238* (0.133)	0.210* (0.125)	0.255** (0.129)	0.209* (0.123)	0.237* (0.125)	0.138 (0.118)	0.110 (0.112)
SER	0.239	0.240	0.234	0.235	0.236	0.211	0.211	0.203	0.207	0.208
R ² (adj.)	0.136	0.128	0.174	0.167	0.158	0.168	0.164	0.228	0.200	0.195

(出所) 著者推計。

(注) 括弧内の数値はホワイトの修正による標準誤差を示す。*、**および***はそれぞれ 10、5、1%水準での有意を示す。SER は回帰式の標準誤差 (standard error of regression)。切片の推計値は省略。MYS-SGP はマレーシア・シンガポールの組み合わせにおいて 1、それ以外で 0 をとるダミー変数を表す。

る。いずれの推計式においても資本流入の相関度を示す $\nu(i, j)$ の係数が顕著に有意になっており、対象期間中に国際資本移動が対象国の景気循環に影響を与えていた可能性を示唆している。ただし OLS による $\nu(i, j)$ の係数の推計値には正のバイアスが生じている可能性が高いため、後に IV 法を用いた推計も試みる。貿易指数と被説明変数の関係を見ると、 $T(i, j)$ の係数は $\rho_1(i, j)$ を被説明変数とする推計においては 10%水準で正になっているものの、 $\rho_2(i, j)$ を被説明変数とする推計においては有意になっていない。また、 $T(i, j)$ を $T_1(i, j)$ と $T_2(i, j)$ に分割して行った推計では前者のみが 10%水準で有意になっており、後者ははっきりした説明力を示していない。さらに $\omega(i, j)T(i, j)$ と

$(1 - \omega(i, j))T(i, j)$ を独立の説明変数とした推計式においては前者が顕著に有意である一方、後者は有意でないか予想と異なる符合になっている。ただし $\omega(i, j)T(i, j)$ をさらに $\omega(i, j)T_1(i, j)$ と $\omega(i, j)T_2(i, j)$ に分割したケースでは後者も 10% ないしそれに近い水準で有意と判定されている。興味深いことに、 $T(i, j)$ や $T_1(i, j)$ 、 $T_2(i, j)$ などのみを説明変数とする推計ではマレーシア・シンガポールのダミー変数が顕著に有意になっているが、 $\omega(i, j)$ を用いてこれらの説明変数を分割した推計においては必ずしも有意になっていない。

次に被説明変数と $\nu(i, j)$ の内生性の可能性を考慮し、操作変数を用いた推計を試みよう。F&R を含むいくつかの既存研究では $T(i, j)$ を内

生変数とする推計が行われているが、ここでは $v(i, j)$ のみを内生変数と見なした推計を試みる^(注16)。しかし国際資本移動には不確定要因が多く、どのような変数が $v(i, j)$ の操作変数として適切かは必ずしもあきらかでない。そこでここでは以下の予想をもとに複数の候補を設定し、実際にそれらの変数を $v(i, j)$ に回帰してみることにする。

まず、先述したように二国間の貿易と FDI の間には正の相関が認められるため、標準的なグラビティー・モデルの説明変数は二国間の FDI の大きさとも相関している可能性が考えられる。また、国際金融投資に地理的な相関性が存在する（ないし突発的な資本逃避に地理的な伝染性が存在する）ことも考えられ、その場合にも既存研究において $T(i, j)$ の操作変数として利用されている(a)二国間の距離、(b)二国が国境を共有しているか否かを示すダミー変数、(c)二国における言語の共有性を示すダミー変数などが $v(i, j)$ と相関を示すだろう。これらの変数は $\rho(i, j)$ にとって十分に外生的であると考えられるため、ここではまずこの3変数を $v(i, j)$ の操作変数の候補とする。ただしわれわれの対象国が太平洋西岸にやや偏在していること、多くの国において首都が必ずしも経済活動の中心地になっていないこと、いくつかの国は国土が広く経済活動の中心地が複数の地域に分散していることなどを考慮し、(a)としては一般に利用されている首都間の距離ではなく、各国の複数の大都市間の距離を人口規模によって加重平均した値（の対数値）を利用する。また、われわれの78の二国の組み合わせのうち国境を共有しているものが4つのみであること、その中にマレーシアとシンガポールが含まれていることなどを考慮し、ここでは(b)の代用として上記の定義による二国の距離を二乗した値を用いることにする。

また、標準的な経済理論によれば資本は一人

当たり資本装備率と賃金水準の高い先進国から資本が希少な発展途上国に流れるはずであり、それが正しければ $v(i, j)$ と $i-j$ 国の所得水準格差の間に負の関係が生じている可能性が考えられる^(注17)。ただし本章の対象国には資本規制が残されている国が含まれており、他の条件が同一であればそれらの国々と他の国々の資本の流入出の連動性は低くなろう。資本規制はインドや中国など所得水準の低い発展途上国において顕著であるため、 i 国と j 国の所得水準のうち低い値を考えた場合、その値と $v(i, j)$ の値にやはり負の関係が存在する可能性が考えられる。そこで、(d)二国の一人当たり GDP（名目ドルベース、対数値）のうちより低い値と(e)二国の一人当たり GDP の格差も $v(i, j)$ の操作変数の候補に加えることにする。

上記の予想の下で $v(i, j)$ を回帰した結果が表3である。二国間の距離や所得水準を代表する変数はいずれも有意となっており、その符号も予想と合致している。表3に示したものの以外にもいくつかの推計を試みたが、言語の共有性を表す変数はいずれのケースでも有意でなかった。そこで、以下の推計ではそれ以外の4変数と各推計式に含まれる他の説明変数を $v(i, j)$ の操作変数として採用することにする。

表4には $v(i, j)$ に操作変数を用いた推計結果が示されている。表2と異なりほとんどの推計において $v(i, j)$ の係数は有意になっていないが、これは必ずしも資本移動が景気循環に影響を与えていないことを示すものではなく、 $v(i, j)$ と操作変数の相関度が十分に高くないことも反映しているように思われる^(注18)。一方、その他の変数の係数の符号はいずれも表2のそれと同じであり、係数の推計値にも大きな違いは認められない。とりわけ輸出品目を考慮しない貿易指数である $T(i, j)$ や $T_2(i, j)$ などがはっきりした説明力を示していない一方、これらをさらに共通品目とそれ以外に分割した $\omega(i, j)T(i, j)$ や

表3 資本移動の共変性指数に関する回帰分析

説明変数	被説明変数: v				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Distance	-2.167** (0.997)	-2.038** (0.967)	-2.074*** (0.918)	-2.748*** (0.885)	-2.840** (1.293)
Distance ²	0.124** (0.062)	0.117* (0.060)	0.152*** (0.056)	0.153*** (0.055)	0.159** (0.077)
Language	-0.090 (0.088)				
Income per capita (diff.)	-0.111** (0.044)	-0.114** (0.044)	-0.119*** (0.044)	-0.128*** (0.045)	-0.122*** (0.049)
Income per capita (min.)	-0.102** (0.045)	-0.104** (0.044)	-0.091** (0.045)	-0.086* (0.045)	-0.086* (0.049)
T			-1.074** (0.469)	-0.929** (0.471)	-0.886 (0.716)
ω				-0.362 (0.416)	-0.378 (0.490)
MYS-SGP					-0.073 (0.546)
SER	0.367	0.367	0.362	0.362	0.364
R ² (adj.)	0.146	0.148	0.171	0.170	0.158

(出所) 著者推計。

(注) 表2を参照。Income per capita (diff.) と Income per capita (min.) はそれぞれ二国の一人当たり GDP の対数値の差とより小さい値を示す。

$\omega(i, j)T_2(i, j)$ の係数は有意になっている。ただしいずれの場合でも表2と比べて推計式の説明力はかなり低下しており、多くの国の景気循環における貿易の役割が必ずしも決定的でない可能性を示唆している。

これまでの結果から判断するかぎり、二国の景気の共変性の決定要因として重要なのは当該国が輸出する財の類似性にあり、相互にどれだけ貿易しあっているか、共通の第三国に輸出しているかといった点は必ずしも重要でないように思われる。それでは、二国が同種の財を輸出していれば当該国の景気の連動性は常に高まるのだろうか。それともそのような効果は特定の種類の財においてのみ生じているのだろうか。この点を検証するために、まず

$$(14) \quad \omega^l(i, j) \equiv \sum_{k \in l} \min \left[\frac{\tilde{X}_k(i)}{\sum_h \tilde{X}_h(i)}, \frac{\tilde{X}_k(j)}{\sum_h \tilde{X}_h(j)} \right]$$

という値を定義し、これをもとに $\omega(i, j)$ をさらに $\omega(i, j) \equiv \omega^l(i, j) + (1 - \omega^l(i, j))$ という2要素に分割することを考えよう。上記の l はある特定の産業を示しており、 $\omega^l(i, j)$ は二国の輸出品目構成の重複分のうち当該産業に属する財による部分に対応している。表1において景気の共変性が高いと判断されたグループのうち、オーストラリア、ニュージーランド、米国の3カ国においては農産物が相対的に重要な輸出品目になっており、東・東南アジア諸国のグループでは電子機器やその部品の比率が高くなっている。そこでここでは l の候補として農業・食品加工

表4 IV法による推計結果

説明変数	被説明変数: ρ^1					被説明変数: ρ^2				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
T	0.575 (0.354)					0.351 (0.312)				
T1		1.365* (0.796)					1.171 (0.784)			
T2		0.472 (0.372)					0.243 (0.323)			
ωT			2.146*** (0.768)	1.463** (0.566)				2.057*** (0.674)	1.151** (0.499)	
$(1 - \omega)T$			-1.140 (0.958)					-1.510* (0.845)		
$\omega T1$					2.326 (1.559)					2.181 (1.552)
$\omega T2$					1.312** (0.622)					0.973* (0.539)
v (IV)	0.170 (0.173)	0.282 (0.188)	0.098 (0.178)	0.108 (0.168)	0.176 (0.181)	0.222 (0.153)	0.312* (0.169)	0.143 (0.160)	0.156 (0.148)	0.213 (0.161)
MYS-SGP	0.322 (0.197)	0.213 (0.211)	0.339* (0.201)	0.260 (0.177)	0.203 (0.194)	0.248 (0.182)	0.147 (0.201)	0.267 (0.187)	0.161 (0.163)	0.105 (0.182)
SER	0.245	0.245	0.241	0.242	0.243	0.223	0.223	0.218	0.221	0.222
R ² (adj.)	0.091	0.093	0.121	0.115	0.109	0.069	0.070	0.115	0.088	0.082

(出所) 著者推計。

(注) 表2を参照。

業 ($l=1$) と電子機器産業 ($l=2$) の二つを考え、 $\omega^l(i,j)T(i,j)$ と $(1-\omega^l(i,j))T(i,j)$ という二つの値を説明変数に含めた推計を試みることにする。

上記の推計結果をまとめたのが表5である。 $\omega(i,j)T(i,j)$ を $\omega^1(i,j)T(i,j)$ と $(1-\omega^1(i,j))T(i,j)$ に分割して行った推計では前者の係数が有意になっておらず、その符号も負になっている。また、一部の推計では後者の係数が10% (ないしそれに近い) 水準で有意に正になっており、農産品や食料品の輸出に対する依存度は景気循環の共変性に大きな影響を与えていないことを示している。次に $\omega(i,j)T(i,j)$ を $\omega^2(i,j)T(i,j)$ と $(1-\omega^2(i,j))T(i,j)$ に分割して行った推計結果を見ると、いずれのケースにおいても前者が有意に正になっており、後者は有意になっていない。このことから判断すると、二国の輸出品目構成の類似性が景気循環を高める効果はあらゆる産

業に均一に生じるわけではなく、むしろ電子機器産業に特有の現象だと考えられる。さらに興味深いことに、 $\omega^2(i,j)T(i,j)$ をさらに $\omega^2(i,j)T_1(i,j)$ と $\omega^2(i,j)T_2(i,j)$ の二変数に分割して行った推計では前者が有意になっておらず、後者のみが有意になっている。その理由は明らかでないが、多くの東・東南アジア諸国の間の貿易において電子機器関連の部品や半製品の占めるシェアがきわめて大きくなっている一方、完成品の需要地が米国や日本などの大国に偏っていることを反映している可能性が考えられる。この点については後にもう一度検討する。

前節でも述べたように、一部の既存研究では各国の景気循環における産業別の需要・供給ショックの役割が強調されており、二国の産業構造の類似性をコントロールすると貿易量と景気の共変性の正の関係が失われると報告されている。そこでここではさらに $\omega^2(i,j)$ と $T(i,j)$ を独

表5 特定産業における輸出品目の類似性を考慮した推計結果

説明変数	被説明変数: ρ^1						被説明変数: ρ^2					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\omega^1 T$	-2.481 (12.588)			-3.629 (12.172)			-4.175 (12.148)			-5.407 (11.438)		
$\omega^2 T$		2.546** (1.176)			2.599** (1.217)			2.706** (1.062)			2.762** (1.144)	
$(\omega - \omega^1) T$	0.613* (0.359)			0.627 (0.390)			0.407 (0.308)			0.422 (0.353)		
$(\omega - \omega^2) T$		-0.235 (0.678)			-0.257 (0.689)			-0.617 (0.566)			-0.640 (0.601)	
$\omega^2 T_1$			3.276 (2.528)			4.421 (3.569)			3.606 (2.291)			4.189 (3.428)
$\omega^2 T_2$			2.045** (0.953)			1.931** (0.910)			1.552* (0.877)			1.494* (0.846)
v	0.161** (0.071)	0.167** (0.066)	0.171** (0.069)				0.214*** (0.063)	0.220*** (0.058)	0.225*** (0.060)			
$v (IV)$				0.202 (0.185)	0.192 (0.175)	0.244 (0.192)				0.259 (0.164)	0.247 (0.156)	0.262 (0.171)
MYS-SGP	0.317** (0.152)	0.230* (0.131)	0.194 (0.128)	0.293 (0.213)	0.215 (0.195)	0.126 (0.233)	0.237* (0.132)	0.136 (0.116)	0.066 (0.117)	0.211 (0.197)	0.121 (0.184)	0.031 (0.221)
SER	0.240	0.237	0.237	0.246	0.244	0.243	0.212	0.207	0.208	0.224	0.221	0.222
R^2 (adj.)	0.126	0.148	0.148	0.083	0.099	0.105	0.160	0.199	0.190	0.062	0.091	0.082

(出所) 著者推計。

(注) 表2を参照。

立の説明変数とした推計も試みよう。また、すでに上記において電子機器の輸出が多い国々の間で景気の共変性が高まることが示唆されていることを考慮し、 $\omega^2(i, j)$ の代替として各国の生産活動における電子産業の重要性をより直接的に反映する変数を用いた推計も行っておこう。そのためにまず*i*国の名目GDPにおける電子産業の付加価値のシェアを $s(i)$ と書き、

$$(15) \quad s(i, j) \equiv \min[s(i), s(j)]$$

という値を定義する。そして $\omega^2(i, j)$ の代わりに上記の $s(i, j)$ を説明変数に含めた推計も試みることにする^(注19)。

これらの推計結果は表6にまとめられている。 $T(i, j)$ と $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ を同時に含む推計式において前者はいずれも有意になっておらず、一部においては符号も逆転している。 $T(i, j)$ を含む推計では $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ もはっきりした説明力を示していないケースが多いものの、後者

のみを含めた推計ではその影響が鮮明である。より注目すべきは表1や表2において $T(i, j)$ や $T_1(i, j)$ 、 $T_2(i, j)$ のみを含めた推計式と表7において $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ のみを含む推計式を比較すると、ほぼすべてのケースで後者の説明力が前者のそれを上回っていることである。このことは、仮に二国の相互の貿易量や共通の第三国への輸出が顕著に増加したとしても、それが電子機器以外の財において生じる場合、これらの国々の景気の相関性が高まるとは限らないことを示している。ただしわれわれの対象国においては電子機器産業への特化が著しい国ほど輸出依存度が高い傾向が認められる（すなわち $T(i, j)$ や $T_1(i, j)$ 、 $T_2(i, j)$ などと $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ の間に正の相関が認められる）ため、この観察は必ずしも二国の景気の共変性の決定要因として相互の貿易量や共通の第三国市場への依存度がまったく関与しないことを示すものではない。

表6 輸出と生産に占める電子製品の重要性を考慮した推計結果

説明 変数	被説明変数: ρ^1								被説明変数: ρ^2							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
T	0.390 (0.430)		0.235 (0.414)		0.371 (0.438)		0.210 (0.407)		0.035 (0.379)		-0.041 (0.358)		0.018 (0.401)		-0.065 (0.358)	
ω_2	0.198 (0.290)	0.378* (0.232)			0.218 (0.301)	0.399 (0.246)			0.340 (0.278)	0.356* (0.210)			0.358 (0.295)	0.365 (0.230)		
s			3.538 (2.342)	4.253** (1.896)			3.803 (2.330)	4.536** (2.036)			4.075* (2.140)	3.952** (1.683)			4.328** (2.024)	4.059** (1.801)
v	0.161** (0.065)	0.165** (0.066)	0.179*** (0.066)	0.183*** (0.065)					0.215*** (0.058)	0.215*** (0.058)	0.233*** (0.058)	0.233*** (0.057)				
v (IV)					0.199 (0.169)	0.233 (0.178)	0.213 (0.165)	0.235 (0.173)					0.249 (0.151)	0.246 (0.159)	0.266* (0.148)	0.252 (0.159)
MYS-SGP	0.372** (0.165)	0.511*** (0.057)	0.283* (0.149)	0.349*** (0.111)	0.358* (0.199)	0.473*** (0.119)	0.264 (0.203)	0.309* (0.170)	0.328** (0.144)	0.340*** (0.054)	0.202 (0.131)	0.191* (0.100)	0.315* (0.185)	0.323*** (0.109)	0.184 (0.188)	0.176 (0.154)
SER	0.240	0.239	0.237	0.236	0.246	0.245	0.244	0.243	0.211	0.209	0.207	0.206	0.223	0.222	0.221	0.221
R ² (adj.)	0.128	0.133	0.148	0.157	0.086	0.095	0.097	0.107	0.171	0.182	0.196	0.207	0.071	0.081	0.084	0.092

(出所) 著者推計。

(注) 表2を参照。

表7 サービス貿易と要素所得を考慮した推計結果

説明 変数	被説明変数: ρ^1								被説明変数: ρ^2							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
T	0.596* (0.341)				0.413 (0.433)		0.255 (0.414)		0.373 (0.289)				0.058 (0.381)		-0.019 (0.359)	
ω_2					0.195 (0.291)	0.383 (0.233)							0.337 (0.279)	0.363* (0.213)		
ω_2 T		2.620** (1.206)	2.300*** (0.809)							2.787** (1.096)	1.932** (0.732)					
$(\omega - \omega_2)$ T		-0.228 (0.680)								-0.609 (0.566)						
ω_2 T1				3.161 (2.568)								3.483 (2.306)				
ω_2 T2				2.157** (0.983)								1.673* (0.918)				
s							3.585 (2.354)	4.345** (1.923)							4.126* (2.148)	4.069** (1.716)
v	0.153** (0.067)	0.163** (0.068)	0.160** (0.067)	0.166** (0.071)	0.157** (0.066)	0.162** (0.068)	0.175** (0.068)	0.180*** (0.067)	0.204*** (0.059)	0.216*** (0.059)	0.210*** (0.058)	0.219*** (0.062)	0.211*** (0.059)	0.212*** (0.059)	0.229*** (0.059)	0.229*** (0.058)
λ	0.039 (0.094)	0.050 (0.098)	0.050 (0.098)	0.048 (0.099)	0.037 (0.096)	0.026 (0.096)	0.045 (0.096)	0.039 (0.096)	0.041 (0.084)	0.055 (0.088)	0.057 (0.087)	0.052 (0.087)	0.039 (0.086)	0.037 (0.085)	0.049 (0.086)	0.050 (0.086)
MYS-SGP	0.320** (0.148)	0.216 (0.133)	0.205 (0.126)	0.185 (0.131)	0.362** (0.165)	0.510*** (0.057)	0.272* (0.150)	0.344*** (0.112)	0.245* (0.130)	0.121 (0.121)	0.091 (0.118)	0.057 (0.121)	0.318** (0.146)	0.339*** (0.054)	0.190 (0.133)	0.185* (0.101)
SER	0.240	0.239	0.237	0.239	0.241	0.241	0.239	0.237	0.212	0.209	0.208	0.209	0.212	0.210	0.208	0.207
R ² (adj.)	0.126	0.139	0.150	0.138	0.118	0.122	0.139	0.147	0.159	0.192	0.191	0.182	0.161	0.173	0.188	0.199

(出所) 著者推計。

(注) 表2を参照。

最後に上記の結果の頑健性を検証するために、各国の景気循環が商品貿易や資本移動以外のチャンネルを経由して他国に波及する可能性も検討しておこう。本章の対象国にはサービス貿易がかなり活発化している国が含まれており、一部の国では海外からの要素所得の受取金額もか

なり高くなっている。そこでまず t 年の i 国におけるサービスの純輸出と生産要素の純受取を合算した金額を当該年の名目 GDP で除した値を $si_t(i)$ と書き、その階差 $\Delta si_t(i)$ の時系列を算出する。そしてこれをもとに以下のような値を計算する。

表8 世界の電子製品消費に占める対象国のシェアと対象国における電子産業の役割

	AUS	CHN	IND	IDN	JPN	KOR	MYS	NZL	PHL	SGP	TWN	THA	USA
[A] 世界の電子機器消費に占めるシェア													
1985-2003 (平均値)	0.012	0.032	0.007	0.004	0.147	0.018	0.005	0.002	0.002	0.010	0.008	0.005	0.372
1985-1994 (平均値)	0.011	0.016	0.007	0.003	0.157	0.014	0.004	0.002	0.001	0.008	0.007	0.004	0.376
1990-2003 (平均値)	0.012	0.040	0.007	0.004	0.144	0.020	0.005	0.002	0.003	0.012	0.008	0.006	0.355
[B] GDPに占める電子機器産業のシェア													
1984-2001 (平均値)	0.009	0.037	0.015	0.011	0.042	0.052	0.072	0.008	0.014	0.099	0.057	0.023	0.021
1984-1993 (平均値)	0.009	0.027	0.016	0.006	0.048	0.044	0.052	0.008	0.010	0.097	0.051	0.014	0.022
1991-2001 (平均値)	0.008	0.043	0.014	0.015	0.038	0.056	0.085	0.008	0.017	0.102	0.062	0.028	0.019
[C] 電子機器の純輸出額/GDP													
1985-2002 (平均値)	-0.019	-0.004	-0.005	0.006	0.019	0.039	0.087	-0.024	0.043	0.215	0.084	0.015	-0.005
1985-1994 (平均値)	-0.017	-0.012	-0.004	-0.009	0.022	0.031	0.037	-0.024	-0.009	0.139	0.057	-0.003	-0.003
1991-2002 (平均値)	-0.020	-0.002	-0.005	0.011	0.017	0.041	0.103	-0.024	0.055	0.231	0.090	0.020	-0.005
[D] 景気循環と国際電子機器市場の循環の連動性													
1984-2003 (名目ベース)	0.232	0.118	0.395	0.169	0.358	0.757	0.306	0.212	0.264	0.497	0.747	0.396	0.474
1984-2003 (実質ベース)	0.256	0.196	0.298	0.061	0.159	0.552	0.463	0.197	0.148	0.616	0.563	0.120	0.602

(出所) 著者による計算。原データは Reeds Electronics Research、UN Comtrade、UNIDO INDSTAT、IMF WEO および各国海関統計。

(注) [A] は最終製品のみを対象として算出。それ以外は部品・半製品を含む。[D] の上段は各国の実質 GDP の対前年比成長率と世界全体の電子機器販売総額 (名目値) の対前年比成長率の同時相関係数。下段は実質 GDP 成長率と世界の電子機器販売総額 (実質値) の成長率の同時相関係数 (いずれも 1998 年のデータを除いて計算した)。

$$(16) \quad \lambda(i, j) \equiv \text{corr}(\Delta s_i(i), \Delta s_i(j))$$

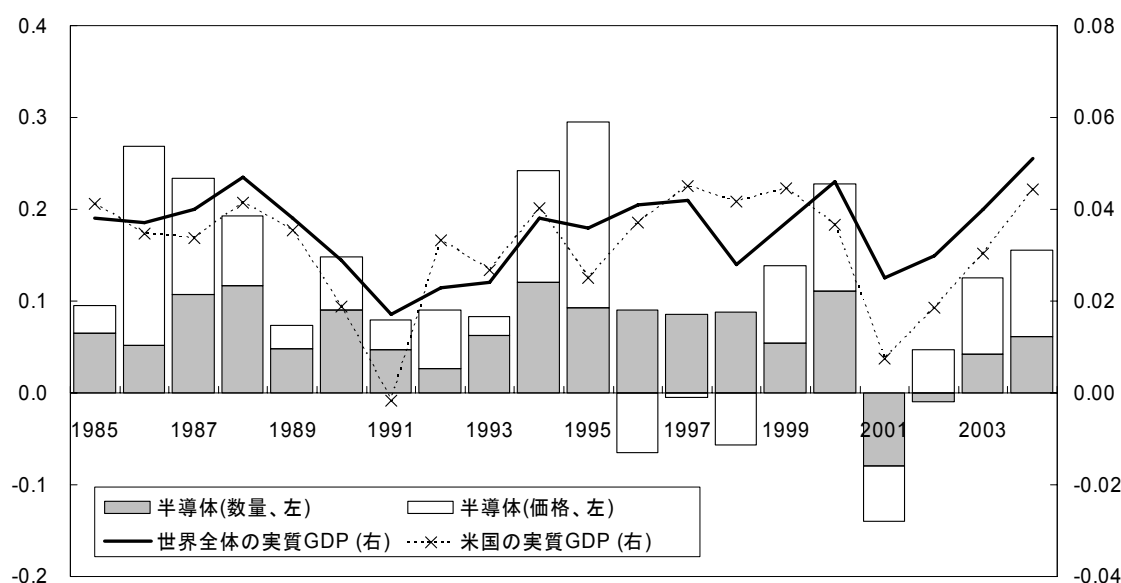
この値は対象期間中の i 国と j 国のサービスの純輸出と純要素所得受取の変動がどれだけ連動していたかを表す指標になっている。

表7には上記の $\lambda(i, j)$ を説明変数に加えて行った推計結果が示されている。 $\lambda(i, j)$ の係数の推計値の符号は予想どおり正になっているが、いずれの推計式においても統計的に有意でない。一方、他の変数の推計値はこれまでの結果とおおむね同様であり、とりわけ輸出や生産における電子産業の重要性を代表する $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ の係数値にはほとんど変化が生じていない。なお、紙幅の制約から表には示していないが、 $\nu(i, j)$ と $\lambda(i, j)$ がともに被説明変数と内生的な関係にある可能性を考慮し、IV 法による推計も試みた。その場合、 $\nu(i, j)$ や $\lambda(i, j)$ の係数はいずれも有意でなく、その他の変数の係数値は表7とほぼ同様であった。

それではなぜ生産や輸出に占める電子製品の

比率の高い国において景気の連動性が高まる傾向が認められるのだろうか。表8には、[A]世界全体の電子機器の販売総額に占める各国のシェア、[B]各国の GDP に占める電子機器産業の付加価値のシェア、[C]電子機器の純輸出額の対 GDP 比率、[D]各国の実質 GDP と世界全体の電子機器販売総額の成長率の相関係数 (年次ベース) が示されている。[A]の消費シェアでは米国の大きさが突出しており、これに日本が続いている。最下段の[D]を見ると、米国の実質 GDP と世界の電子機器販売総額の対前年成長率は強く相関しており、米国の景気動向が電子機器の国際市場の需給関係に大きな影響を与えていることを示唆している (注²⁰)。次に表の[B]や[C]を見ると、生産や輸出に占める電子産業の重要性が高いのは韓国やマレーシア、シンガポール、台湾などの東・東南アジア諸国であり、とりわけマレーシアとシンガポールの値の大きさが際立っている (注²¹)。興味深いことに、これらのう

図4 世界経済と半導体の国際市場の循環



(出所) UN Comtrade、IMF WEO および各国統計にもとづき著者作成。

(注) いずれも対前年変化率ベース。半導体の販売額の対前年変化率における数量と価格の変化の寄与度は主要輸出国 29 カ国の当該品目の輸出総額と輸出数量の時系列をもとに算出した。

ち台湾以外の国々と米国の景気循環の連動性がかなり低いにも関わらず（表1）、[D]を見ると前者の実質 GDP 成長率と世界全体の電子製品販売総額の対前年変化率との相関度がきわめて高くなっている。上記の観察は、(2)式や(3)式で測った米国とアジア諸国の景気の連動性そのものは高くないが、米国の景気循環が国際市場における電子機器の需給関係を経由して一部のアジア諸国の景気循環に影響を与えている可能性を示唆している。また、米国とアジア諸国の景気変動がいずれも世界全体の電子機器の販売高の成長率と強く相関しているにも関わらず両地域の景気の共変性が高くないことから判断して、国際電子機器市場の動向が主要消費国の景気循環に起因する需要ショックだけでなく、産業独自の需要ショックや技術進歩や設備投資の進捗状況などを反映した供給側のショックからも影響を受けていると考えられる。

電子機器産業の根幹をなすのが半導体産業であり、多くのアジア諸国においても半導体は主要な輸出品目になっている（Kumakura 2005）。

半導体産業にシリコンサイクルと呼ばれる一種の景気循環が存在することはよく知られており、半導体デバイスの価格が乱高下する局面では風下の電子機器産業の動向にも大きな影響が生じる。図4は過去20年間の世界の半導体の貿易総額の対前年変化率を価格と数量の変動の寄与率の和として示し、参考として世界全体および米国の実質 GDP 成長率を併せてプロットしたものである。この図からも明らかなように、世界の半導体の取引額は米国や世界全体の景気循環とも強く相関しているが、両者が完全に連動しているわけではなく、前者の中期的な振幅は後者のそれに比べて著しく大きい。また、1985年や1996年のように取引数量が順調に増加する一方で価格が急落した年もあり、これら年の前年には世界全体の半導体供給能力が大きく跳ね上がっている（Leachman and Leachman 2004）。

半導体デバイスや一部の IT 関連産業では技術進歩と製品の世代交代が早く、学習効果によるコスト削減効果がきわめて大きいことが知られている。したがって生産者の側には先行投資

によって市場シェアを確保し、規模の経済を梃子に価格競争力を実現しようとするインセンティブが働く。また、自動車産業などとは異なり、電子機器産業においては部品段階から製品のモジュール化が進んでいるケースが多く、完成品と部品メーカーの取引関係も純粋な市場取引に近いものになっている場合が少なくない（森本 2001）^(注 22)。そのため、需給関係が逼迫する局面では川下の完成品メーカーが前倒して部品を取り急ぐ傾向があり、最終財市場における僅かな需要の下振れや川上の半導体産業の一時的な供給能力過剰によって産業全体に強い循環性が生じることが指摘されている（Kumakura 2005）。

東・東南アジア諸国の中には韓国や台湾などのように地場企業が電子機器産業の主体になっている国もあり、マレーシアやフィリピンのように現地に進出した多国籍企業が中心になっている国もあるが、これらの国々の電子機器産業はいずれも国際的な生産ネットワークの中に組み込まれている（Emst 2004; 今井・川上 2005）。

したがって、電子産業への特化の著しい国において一国全体の生産や投資の動向が国際的な電子機器市況から影響を受けることは必ずしも不思議なことではなく、実際にいくつかの国では金融財政当局がマクロ経済政策の判断材料として（主要輸出相手国の景気動向とは別に）国際電子機器市場の需給動向に注意を払っている（Monetary Authority of Singapore 2004）^(注 23)。

上記の観察を考慮すると、既存研究の結果にも一貫した説明を与えることが可能になるように思われる。まず、Crosby (2003)は二国の産業構造の類似性や技術水準格差の代理変数として GDP に占める製造業のシェアや IT 関連製品の普及率格差を採用し、これらの変数が当該国間の景気の共変性に統計的に有意な影響を与えていると報告している。しかし、われわれのサンプルにおいて二国の製造業シェアの格差は当該国の所得水準格差と強く相関しており、先に見

たように後者は資本移動の共変性とも相関している。また、電子機器産業への依存度の高い国では雇用や付加価値で測った製造業のシェアも大きくなっており、IT 機器の普及率の高い国の景気循環は当然ながら電子機器の国際市況と高い連動性を示している。したがって上記の結果は一般的な意味での生産構造や技術水準の類似性が国際間の景気の共変性の決定要因になっていることを示すものではなく、国際電子機器市場の動向がこれらの製品の生産や輸出に特化する国々の景気循環に影響を与えていることを示すものと思われる。

また、Choe (2001)の推計ではアセアン加盟国を示すダミー変数が顕著に有意になっており、それをアセアン域内の政治的・経済的協力の効果と解釈している。しかし $\omega^2(i, j)$ ないし $s(i, j)$ およびマレーシアとシンガポールのダミー変数を含めた推計では上記のアセアン加盟国ダミーはいずれも有意ではなく、一部の推計ではマレーシア・シンガポールのダミー変数も有意になっていない。したがって、アセアンという制度が（域内の貿易フローに与える影響とは独立に）加盟国の景気変動に影響を与えていると信じる理由はなく、Choe (2001)の結果のかなりの部分はアセアン加盟国に電子機器産業への依存度が高い国が含まれていることを反映したものと思われる^(注 24)。

さらに Shin and Wang (2004)は総額ベースでの標準的な貿易指数とは独立にグローバル・ロイドの産業内貿易指数を説明変数に採用し、後者の係数が有意に正になることを報告している。同様の結果はアジア以外の国々を対象とした Gruben et al. (2002)や Shin and Wang (2005)などにおいても報告されているため、国際間の景気波及において産業内貿易と産業間貿易が異なった含意を持つ可能性は考えられる。しかし $T(i, j)$ や $v(i, j)$ のみを説明変数とするわれわれの推計式に産業内貿易指数を加えた場合にはその係数

が有意に正になるものの、 $\omega^2(i, j)$ ないし $s(i, j)$ を含めた推計ではいずれも有意になっていない。また、国際的な電子機器生産ネットワークに組み込まれている国々の間で類似の部品や半製品が活発に取引されているため、SITC2-4桁程度の品目分類による産業内貿易指数はわれわれの $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ と強く相関している。さらに電子製品以外の財のみを対象として作成した産業内貿易指数はいずれの推計でも有意になっておらず、少なくともわれわれの対象国においてはあらゆる産業内貿易が国際間の景気の共変性を高めるという構造にはなっていないように見受けられる。

おわりに

標準的な OCA 理論は景気循環の齟齬の大きい国々の通貨統合に対して懐疑的だが、F&R を嚆矢とする近年の研究では共通通貨の導入が域内貿易の促進効果を通じて加盟国の景気の共変性を高める可能性が強調されている。F&R の実証分析手法はすでにアジア諸国にも適用されているが、その結果は必ずしも均一ではなく、変数の作成方法や推計手法に関しても検討すべき点が残されている。本章では東アジア諸国の経済の特性に留意し、これらを含むアジア太平洋 13 カ国を対象として景気循環における貿易の役割を再検討した。

その結果、貿易が一部の対象国の景気循環に影響を与えている形跡は認められたものの、ある国の景気循環が輸入需要の変動を通じて輸出国の景気に均一の影響を与えるといった単純な構造にはなっていないことが示された。また、多くの既存研究では二国の景気変動の共変性の決定要因として産業構造や輸出品目構成の類似性が強調されているが、われわれの対象国においてそのような効果は電子機器産業に特有の現象と思われ、国際市場における電子関連製品の

需給動向が一部の国々の景気に大きな影響を与えていることが示された。さらに第1節でも指摘したように、近年のアジアにおける域内貿易の増加の相当部分は電子関連の部品や半製品によって占められており、総額ベースでの二国間貿易の多い国々の間で必ずしも最終需要の相互依存関係が高くなっているとは限らない可能性を示唆している。

上記の観察は二国間の貿易が景気の波及経路としての役割をまったく果たしていないことを意味するものではなく、本章の対象期間中に国際電子機器市場の動向が多くの国の景気動向により直接的な影響を与えていたことを示すものと考えらるべきであろう。最近では電子機器の国際市場も成熟の方向にあり、パソコンや携帯電話など特定の製品の世代交代によって産業全体の動向に大きな変化が生じるといった事態は目立たなくなっている。また、最終需要の主体も循環性の高い企業の IT 関連投資からデジタル家電や車載エレクトロニクスを含む家計消費にシフトしつつあり、将来的には半導体や IT 産業に特有の景気循環が緩和されてゆく可能性も考えられる。一方、最近年ではアジア諸国の所得水準の向上によって世界の電子製品需要に占める中国やその他のアジア諸国のシェアが高まりつつあり、今後これらの国々の景気動向が電子機器の国際市況を左右する事態も考えられないわけではない。また、近年では多くのアジア諸国において産業多角化に向けた努力が行われており、汎用の電子機器の組立加工基地を中国などに移転する動きも加速している。したがって今後のアジア諸国の景気循環における貿易や電子機器産業特有のショックの役割を考えるにあたっては、これら多くの要因を総合的に勘案する必要がある。

最後に本章で採用した F&R の分析手法による実証分析結果を現実の通貨政策をめぐる議論に適用する際に十分な留保が必要であることも

強調しておきたい。本章で利用した推計式は「通貨同盟がもたらす（と思われる）域内貿易促進効果によって、事前に OCA でない国々が事後的に OCA になるほど景気循環の連動性が高まることが期待できるか」という動学的な問題を「貿易量の多い国々の間で景気の共変性が顕著に高い事実が認められるか」という静学的な問題に置き換えて検証しようとするものである。しかし現実の国際間の貿易フローはさまざまな要因に依存しており、後者の疑問に対する答えが Yes であったとしても前者への答えがすなわち Yes であるわけではない。また、仮に前者に対する解答が Yes であったとしても、それがあらゆる国々が潜在的な OCA であることを意味するわけでもない。たとえばある小国が近接する大国の通貨を採用することによって後者への輸出が急増した場合、前者の景気循環の決定要因として後者の景気変動の重要性が増すことは考えられる。しかし小国の金融通貨当局に比べて大国の当局の政策運営能力が著しく劣っている場合、前者が後者の通貨を採用し、実質的に後者に政策運営を委譲することによって自国のマクロ経済の不安定性が高まってしまう可能性も考えられる^(注25)。本章では紙幅の都合により議論しなかったが、われわれの対象国の中には金融財政政策が景気変動の平準化に顕著に寄与していると思われる国もあればほとんど寄与していない国もある。今後アジアにおいて共通通貨などを構想する場合、これらの点に十分な注意を払うことが肝要と思われる。

補論. 近年のアジア太平洋諸国の 景気循環における電子機器産業 の役割

前節まででは過去 20 年間の年次データをもとにアジア太平洋諸国の景気循環の共変性を計測し、その貿易との関係を検証した。しかし第

1 節でも指摘したように、当該期間中に多くの対象国の産業構造と対外経済関係は急速な変化を遂げた。とりわけ 1990 年代以降は中国の産業化と他の国々との貿易の増加が加速しており、われわれの対象期間の初期と末期とではアジア諸国経済の相互依存関係にも無視できない変化が生じている可能性がある。また、年次データは景気循環のメカニズムを考察する上で最適とはいえず、このような低頻度のデータから測定された二国・多国間の景気の共変性をもとにその因果関係を考察することには限界があろう。これらの点を考慮し、この補論では大半の東・東南アジア諸国において四半期 GDP データが公表されるようになった 1990 年代以降に対象を限定し、記述統計を用いた追加的分析を行っておこう。データの制約により、ここでの分析対象はインドを除く 12 カ国とする。

まず本文と同様に、 i 国における各四半期の実質 GDP の対数値の 1 階差(季節調整済み、以下同様)を $\Delta y_t(i)$ と書く。ここでは i 国と j 国の景気循環の関係を以下のような指数を用いて計測しよう^(注26)。

$$(17) \quad \rho(i, j) \equiv 1/6 \times \text{corr}[\Delta y_{t-2}(i), \Delta y_t(j)] \\ + 1/3 \times \text{corr}[\Delta y_{t-1}(i), \Delta y_t(j)] \\ + 1/2 \times \text{corr}[\Delta y_t(i), \Delta y_t(j)]$$

本文において利用した $\rho_1(i, j)$ や $\rho_2(i, j)$ と異なり、(17)式の $\rho(i, j)$ は i 国と j 国の間で非対称な指数である。たとえば i 国の景気循環が輸入需要の変動を経由して j 国の景気循環に大きな影響を与えており、逆の因果関係が存在しないか相対的に小さい場合、 $\rho(i, j) > \rho(j, i)$ という関係が成立するはずである。

表 8 では世界全体の電子機器の販売高の対前年変化率を国際電子製品市場における景気循環の代理変数として採用し、それが米国や一部のアジア諸国の景気循環と強く連動していることを観察した。この時系列は年次未満の頻度では作成できないため、ここではその代用として(a)

表A アジア太平洋諸国の景気循環と国際電子機器市場の共変性（四半期ベース）

[A] 1992:Q3-2004:Q4

	AUS	CHN	IDN	JPN	KOR	MYS	NZL	PHL	SGP	TWN	THA	USA	Elec (a)	Elec (b)
Australia		0.189	-0.130	0.084	0.236	0.214	0.153	0.118	0.255	0.313	-0.055	0.178	0.085	0.186
China	0.003		0.106	0.070	0.014	0.244	0.118	-0.142	0.148	0.105	0.063	-0.012	0.147	0.185
Indonesia	-0.035	0.168		0.171	-0.033	0.073	0.078	-0.062	0.063	0.053	0.013	0.056	0.106	0.037
Japan	-0.081	0.088	-0.029		-0.081	0.198	-0.144	0.232	0.092	0.077	-0.174	0.143	0.205	0.050
Korea	0.139	0.050	0.122	0.100		0.300	0.166	0.109	0.307	0.339	0.166	0.113	0.084	0.383
Malaysia	0.013	0.135	0.076	0.244	0.279		0.060	0.011	0.421	0.433	0.139	0.199	0.319	0.428
New Zealand	0.143	0.123	0.172	-0.110	0.174	0.096		0.045	0.123	0.169	0.246	0.048	0.005	0.133
Philippines	0.144	-0.047	-0.111	0.101	0.031	-0.044	0.036		-0.068	0.030	-0.072	0.064	0.048	-0.163
Singapore	0.103	0.156	0.101	0.218	0.302	0.346	0.144	0.012		0.398	0.100	0.254	0.241	0.405
Taiwan	0.147	0.176	0.165	0.284	0.365	0.421	0.162	0.068	0.510		0.140	0.307	0.319	0.470
Thailand	-0.043	0.078	0.287	-0.006	0.218	0.075	0.292	-0.055	0.027	0.171		0.094	0.097	0.159
United States	0.191	0.049	0.055	0.283	0.196	0.253	0.039	0.141	0.280	0.380	0.013		0.379	0.272
Electronics (a)	0.087	0.148	0.040	0.319	0.109	0.331	-0.085	0.032	0.369	0.336	0.033	0.420		0.398
Electronics (b)	0.026	0.161	0.099	0.273	0.310	0.447	0.054	-0.109	0.511	0.402	0.156	0.236	0.374	

[B] 1999:Q3-2004:Q4

	AUS	CHN	IDN	JPN	KOR	MYS	NZL	PHL	SGP	TWN	THA	USA	Elec (a)	Elec (b)
Australia		0.066	-0.198	0.030	0.297	0.240	0.170	0.140	0.220	0.376	0.085	0.160	0.108	0.260
China	-0.057		0.103	0.181	-0.028	0.074	0.087	0.046	0.060	-0.004	0.107	0.150	0.153	0.093
Indonesia	-0.252	0.055		0.223	-0.161	0.072	-0.037	-0.063	0.030	-0.061	-0.070	0.017	-0.004	-0.002
Japan	-0.155	0.163	0.114		-0.048	0.276	0.039	0.303	0.215	0.111	-0.021	0.194	0.270	0.215
Korea	0.153	0.046	-0.004	0.191		0.412	0.112	0.098	0.368	0.311	0.065	0.121	0.052	0.433
Malaysia	0.040	0.072	0.159	0.535	0.362		0.077	0.162	0.524	0.483	0.155	0.389	0.363	0.624
New Zealand	0.122	0.069	-0.019	-0.007	0.136	0.185		0.194	0.076	0.148	0.262	0.003	-0.038	0.076
Philippines	0.104	0.018	-0.195	0.049	-0.004	0.001	0.119		-0.046	0.016	-0.062	-0.043	0.123	-0.099
Singapore	-0.065	0.240	0.213	0.471	0.283	0.434	0.043	-0.002		0.384	0.092	0.299	0.261	0.458
Taiwan	0.146	0.199	0.129	0.424	0.322	0.506	0.096	0.085	0.553		0.125	0.331	0.297	0.523
Thailand	0.023	0.189	0.067	0.179	0.188	0.360	0.249	-0.040	0.237	0.221		0.327	0.278	0.374
United States	0.156	0.155	0.074	0.404	0.216	0.474	0.031	0.112	0.430	0.415	0.123		0.460	0.478
Electronics (a)	0.014	0.199	0.044	0.446	0.081	0.358	-0.136	0.054	0.395	0.322	0.133	0.512		0.444
Electronics (b)	-0.025	0.104	0.203	0.566	0.331	0.609	-0.040	-0.045	0.547	0.454	0.230	0.462	0.413	

（出所）著者による計算。原データはIMF IFS、CEIC Asia Database および米国半導体産業会統計。

（注）[A] [B] とともに左列に記載された国が i 国、上段に記載された国が j 国を示す。Electronics (a) と (b) はそれぞれ米国における電子機器の新規受注額と世界全体の半導体出荷額の対前期比実質成長率の当該国の実質GDP成長率との共変性を示す。網掛け部分は0.4を超える値を示す。

米国における電子機器の新規受注額および(b)世界全体の半導体の出荷額（いずれも実質ベース）の二つを利用することにする。これらは実際に国際電子機器市況の指標として広く利用されており、(a)はその先行指標として、(b)は一致指標として用いられる場合が多い（Ping et al 2004; IMF 2005）。これらの2系列についても(17)に示した算式によって各国のGDPとの共変性を算出する。

上記の結果をまとめたのが表Aである。表の上段は1992年第3四半期から2004年第4四半期を対象とした計測結果であり、アジア危機の

影響を軽減するために1997年第3四半期から1999年第2四半期にかけてのデータを除外して算出した。一方、下段はアジア危機終息後の1999年第3四半期以降の統計のみを用いて行った計算結果を示している。いずれにおいても最左欄に掲げた国が上記の i 国に対応しており、最上段に記載された国が j 国に当たっている。

表Aの上段を見てまず気づくことは、対象国の中で景気の共変性の高いグループの構成が表1とやや異なっていることである。表1ではオーストラリア、ニュージーランド、米国の英語圏先進国グループの共変性が高かったが、表A

においてこれらの国々の景気循環に目立った連動性は認められない。また、表1において共変性がとりわけ高いと判定された東南アジア4カ国のうち、インドネシアとタイの景気循環と他の2カ国のそれとの間にも明瞭な関係が認められない^(注27)。一方、残りの2カ国であるマレーシアとシンガポールの景気の連動性は高く、これらの国々の景気循環は台湾などの東アジア諸国のそれともかなり連動している。さらにこれらの国々の景気循環はいずれも上記の(a)や(b)で測った国際電子製品市場の循環と強い相関を示しており、前者が後者から大きな影響を受けていることは間違いのないと思われる。

次に下段の表に目を転じると、上段の表に比べて日本、マレーシア、シンガポール、台湾などの景気の連動性がさらに高まっていることが観察できる。これらの国々と米国の景気の共変性もきわめて高くなっており、さらにこれらすべての国々の景気循環はわれわれの指標で測った国際電子製品市場の成長率と高い連動性を示している。1990年代末から2000年代初めにかけては米国のITバブルの発生とその崩壊が震源地となって電子機器の国際市況に著しい変動が生じた時期に当たっており、それが上記の観察の背景にあることはほぼ間違いない。下段の表において米国を*i*国、上記の他の国々を*j*国とした指数と後者を*i*国、前者を*j*国とした指数とを比較すると、ほぼすべてのケースで前者が後者を上回っている。このことは米国の経済成長率の代わりに電子機器産業の景気循環の代理変数を用いた場合でも同様である。

なお、表1や表Aの上段とは異なり、表Aの下段においては日本の景気循環と米国や他の一部のアジア諸国のそれとの連動性がかなり高く計測されている。ただし表を見る限り、日本の自律的な景気循環が他の国々に景気を与えている形跡はあまり認められず、主として他の国々の景気循環やそれが国際電子製品市場に与える

影響に日本経済が反応することによって両者の相関が高まっているように見受けられる。その理由は必ずしも明らかでないが、1990年代以降の日本経済の長期低迷によって国際市場における日本の相対的なプレゼンスが低下したこと、日本の国内需要の伸び悩みと他のアジア諸国の相対的な経済発展によって日本の景気循環が外需の変動に対してより敏感になったことが考えられよう。また、近年では日本でも他のアジア諸国においても中国の輸入需要の動向に対する関心が高まっているが、表Aの下段においてもまだ中国の景気変動が近隣諸国に与える影響は明瞭に現れていない。ただし中国自身の景気循環は外生的な要因からあまり影響を受けていないように見受けられ、将来的に国際電子製品市場の循環的ショックと並んで中国の景気循環や輸入需要が他のアジア諸国の景気に重要な影響を与えるようになる可能性が考えられよう。

付録 データの出所と変数の作成方法

貿易指数: (4)-(5)式による輸出金額の調整を行うにあたっては、各国の財・相手国輸出統計を産業別、完成品・非完成品別に再集計する作業や、各産業における生産・輸出比率や生産総額に対する輸入投入財のコストの比率などを計算する必要がある。本章では基礎的な貿易統計として国連の Comtrade データベースとカナダ統計局の World Trade Database (WTD)を採用し(後者には台湾の統計が含まれている)、生産統計には UNIDO の INDSTAT と OECD の STAN データベースを利用した。

(4)式の $m = 1, 2, \dots$ は本章の対象であるアジア太平洋の 13 カ国の主要な輸出市場国を表している。ここでは m の集合として当該 13 カ国に加え、これらの国々にとって重要な輸出市場である先進5カ国(カナダ、ドイツ、フランス、メキシコ、イギリス)を含めた^(注28)。産業別の

完成品・非完成品の輸出入金額の計算にあたっては、国連の SITC 改訂第二版と主要経済分類 (Classification by Broad Economic Categories、BEC) の対応表を利用した。産業分類は (1)食料品、(2)燃料品、(3)輸送用機器、(4)その他の機械機器、(5)それ以外の 5 分類とし、財の分類は WTD の最詳分類 (SITC 4 桁ないし 3 桁) に従った。

Comtrade や WTD には多くの問題が存在することが知られており、本章にとって重要な点として、中継貿易に起因する輸出国と輸入国の報告値の乖離 (中国やシンガポールなど)、委託加工貿易の処理方法 (フィリピンなど)、推計値の採用によるデータの信頼性の問題 (インドネシアシンガポール間の取引など) などが挙げられる。これらの問題を軽減するために、本章では Comtrade や WTD の統計に一定の補正を施した上で (4) 式の調整を行った。補正作業にあたっては当該国の原統計に加え、世界銀行の Trade and Production Database、Feenstra et al. (2005) の NBER-UN world trade data、Centre d'Etudes Prospective et d'Informations Internationales (CEPII) の Analytical Database of International Trade、日本貿易振興機構アジア経済研究所の世界貿易データベース等を適宜利用した。

景気循環の共変性指数: 実質 GDP の年次統計は IMF World Economic Outlook (WEO)、四半期統計は IMF International Financial Statistics (IFS) および CEIC Asia Database による。

資本移動の共変性指数: 各国の純資本流入総額は各年の民間部門の総合収支一経常収支として算出。これらの統計は IMF IFS および CEIC Asia Database から得た。

資本移動の共変性指数の操作変数: 二国間の距離、言語と国境の共有性の指数はいずれも

CEPII データによる。所得水準指数は世界銀行の World Development Indicators (WDI) をもとに作成した。

電子産業の循環性指数: 世界全体の電子機器販売総額は Reeds Electronics Yearbook of World Electronics Data をもとに集計。世界全体の半導体出荷額のデータは米国の半導体工業会 (Semiconductor Industry Association、SIA) のホームページから、米国の電子機器受注額は Bureau of Census のホームページから採取した。

サービス輸出と要素所得受取の共変性指数: 原データは IMF IFS および CEIC Asia Database による。

(注 1) ただしこれらの研究の結果に関しては懐疑的な意見も少なくなく、データセットや推計方法の適切性に関する論争が継続している (Clark et al. 2004; Baldwin 2006)。

(注 2) ただし上記の (a) のメカニズムが実際に機能するかどうかはやや疑問である。仮に i 国と j 国が直面する経済ショックの性質が異なっているにも関わらずいずれかの国が自国通貨を他方の通貨にペッグした場合、両国の景気循環の齟齬がむしろ増幅される可能性も考えられるからである。通貨危機以前の多くのアジア諸国においては人為的なドル・ペッグがマクロ経済の不安定化要因になっていたといわれており、われわれにとってこの問題はとりわけ重要と言える。

(注 3) Athukorala and Yamashita (2005) によれば、2003 年時点での日本以外の主要な東・東南アジア 10 カ国の工業製品輸出総額に占める部品や半製品の比率は 27.9% に上っている。1992 年から 2003 年にかけてこれらの国々の部品や半製品の貿易総額に占める域内貿易の比率は 38.1% から 52.5% に上昇し、完成品の貿易総額に占める域内取引比率は 44.6% から 35.2% に低下している。

(注 4) OLS による推計値は F&R (1998) のディスカ

ッション・ペーパー版である F&R (1996)において報告されている。

(注 5) $\rho(i, j)$ と $T(i, j)$ の間に正の相関関係があり、かつ後者に測定誤差 (measurement errors) が含まれている場合、OLS による β の推計値は過小評価される。しかしそれが上記の OLS と IV 法の推計値の顕著な乖離の原因だとしたら、推計に用いられている $T(i, j)$ のデータに占める測定誤差の比率がきわめて大きいことになる。その場合には IV 法に頼る前に変数の作成方法を考え直すべきであり、それが以下でわれわれがやや複雑な貿易変数を作成する一つの理由である。

(注 6) (1)式ではサービス以外の商品の貿易が国際間の景気波及の最も重要なチャンネルであることが暗黙裏に仮定されている。しかし近年の香港の貿易の大半はサービスの取引や中国と第三国の中継貿易によって占められており、国内の生産活動においても第一次産業や工業部門の役割は限界的なものになっている。したがって少なくとも香港に関しては(1)式のフレームワークを用いて外生ショックの自国経済への影響を推定することは不適切と思われる。なお、シンガポールにおいても同様の問題は存在するが、同国では現在でも製造業が貿易の重要な主体となっていることを考慮してサンプルに含めた。

(注 7) F&R は鉱工業生産指数や失業率にもとづく指数も作成しているが、われわれの対象国の中には実質ベースの鉱工業生産指数が公表されていない国も含まれている。また、中国などにおいて公式の失業率をもとに景気循環を測定することに問題があることもあきらかであろう。

(注 8) これは 1997 年や 1998 年の値を除外して相関係数を計算した場合でも同様である。

(注 9) 上記の $\rho_1(i, j)$ と $\rho_2(i, j)$ はいずれも -1 から 1 の間に分布するため、その値をそのまま(1)式の被説明変数に用いた場合、誤差項 $\varepsilon(i, j)$ が正規分布することはありえない。そこで、実際の推計にはこれらをさらにフィッシャー変換した値を利用する。

(注 10) ただし補論における観察も考慮すると、これらのグループの景気の相関関係がすべて安定的であるとは思われず、特にオーストラリア、ニュージーランド、米国のグループの共変性に関しては留保が必要である。

(注 11) 一部の農産品のように加工を施すことなく

直接消費される財は完成品に含める。分類手順の詳細については付録を参照。

(注 12) (5)式において $\theta^l(j, j)$ は j 国の l 産業の国内出荷比率に対応している。

(注 13) この関係はわれわれの対象国の全ての組み合わせにおいて成立している。

(注 14) ただし Baxter and Kouparitsas (2004) は 100 カ国以上を対象としてさまざまな説明変数の組み合わせを試み、これらのいずれも二国間の景気の共変性に頑健な影響を与えていないと主張している。

(注 15) 四半期ベースの $\Delta y_t(i)$ と $ci_t(i)$ の時系列データを作成して標準的なグランジャーの因果性テストを行ったところ、一部の国では $\Delta y_t(i) \rightarrow ci_t(i)$ という因果関係がサポートされ、他の一部の国では $ci_t(i) \rightarrow \Delta y_t(i)$ という因果性がサポートされた。ただし多くの結果は推計期間やラグの長さに対して敏感であり、投資家のポートフォリオ分散行動が将来の各国経済の成長率の期待に依存している可能性にも注意する必要がある。

(注 16) すべての説明変数を内生変数とみなして推計を行うことも不可能ではないが、以下では一般的な貿易変数 $T(i, j)$ をさまざまな形に分割した上でそれらを独立の説明変数として利用しており、これらの全てについて適切な操作変数を見出すことは困難である。

(注 17) ただしわれわれの対象期間の平均値で見た場合、オーストラリアやニュージーランド、米国などは (規模は小さいものの) 資本の純受入国になっており、この予想は必ずしも支持されていない。

(注 18) OLS による推計誤差を $v(i, j)$ の操作変数に回帰することによって推計誤差と説明変数が無相関であるという仮説を検定したところ、いずれのケースにおいても仮説を棄却することができなかった。ただしこのことが OLS による推計に内生性バイアスが存在しないことを示しているとは断言できず、本章で利用した操作変数が不十分なものである可能性も考えられる。

(注 19) Clark and van Wincoop (2001) や Imbs (2003) はより一般的な二国の産業構造の類似性指数として

$$s(i, j) \equiv \sum_l \min[s^l(i), s^l(j)]$$

という変数を採用している (ここで $s^l(i)$ は i 国の GDP に占める l 産業の付加価値のシェアを表している)。しかし第一次産業やサービス産業を含むすべて

の産業を対象としてこの変数を計算した場合、この指数は二国の所得水準格差ときわめて強い負の相関を持ち実質的に後者の代理変数になってしまう。一方、製造業のみを対象とし、 $l = 1$ を電子産業と定義した上で

$$s(i, j) \equiv \sum_l \min[s^l(i), s^l(j)] \equiv \min[s^1(i), s^1(j)] \\ + \sum_{l \neq 1} \min[s^l(i), s^l(j)] \equiv s^1(i, j) + [s(i, j) - s^1(i, j)]$$

という値を考えることも可能である。右辺の二項を独立の説明変数として採用した推計も試みたが、 $\omega^2(i, j)$ と $[\omega(i, j) - \omega^2(i, j)]$ の場合と同様、 $[s(i, j) - s^1(i, j)]$ の係数はいずれの推計式においても有意でなかった。

(注 20) ただし近年では米国においても IT 関連の電子機器やサービス産業の動向がマクロの景気変動に影響を与えていることが報告されている (Hobbin et al. 2003)。

(注 21) 表 7 や 8 において $\omega^2(i, j)$ や $s(i, j)$ を独立の説明変数とした推計の多くではシンガポール・マレーシアのダミー変数が必ずしも有意になっていない。このことは当該二国の景気循環の高い共変性が必ずしも説明不可能な特殊要因によるものではなく、両国の電子機器産業への特化を反映している可能性が考えられる。なお、アセアン域内の電子機器や部品の貿易においてはこれら二国のシェアが他の国々を圧倒している (Monetary Authority of Singapore 2005)。

(注 22) ただし半導体の中でも製品の汎用性やモジュール化の度合いは品目によって異なっている。たとえばマイクロプロセッサやシステム LSI などのロジック IC は DRAM やフラッシュメモリーなどのメモリー機器に比べて製品の汎用性が低く、相対的に需給関係の変化が価格に直結しにくい傾向がある。

(注 23) 金額ベースでは日本が世界一の電子機器の純輸出国であるが、GDP に占める電子機器産業のシェアで見た場合、日本の電子産業への依存度はそれほど大きなものではない (表 8)。また、中国やフィリピンの輸出総額に占める電子機器の比率はきわめて高いものの、これらの国々は輸入部品への依存度が著しく高く、GDP に占める電子産業の付加価値のシェアは高くない。表 8 [D] においてこれらの国々の景気循環と世界の電子製品販売高の相関度が高くない理由の一つはこの点にあるものと思われる。

(注 24) アセアン自由貿易地域 (ASEAN Free Trade Area, AFTA) によって域内貿易が促進されていたと

しても、その影響は貿易変数に反映されるはずであり、アセアン・ダミーの係数を貿易促進効果の証左と見なすことはできない。

(注 25) たとえば香港やシンガポールが中国やインドネシアの通貨を採用した場合を考えれば、これが決して無視できる問題でないことを理解できよう。

(注 26) 他にもいくつかの算式を試みたが、以下の結果に大きな変化はなかった。

(注 27) ただしこれにはインドネシアやタイにおいてアジア危機前後の国内経済の混乱がとりわけ深刻だったことも影響しているものと思われる。

(注 28) 上記の後者の 5 カ国は、(a) 対象国 13 カ国の少なくとも 1 カ国において輸出総額の 7.5% 以上を占めている、(b) 13 カ国のうち少なくとも 3 カ国において輸出総額の 2.5% 以上を占めている、という二つの条件のいずれかを満たす国を抽出することによって選択した。

【参考文献】

- [1] 今井健一・川上桃子編 (2005) 『東アジア情報機器産業の発展プロセス』日本貿易振興機構アジア経済研究所
- [2] 森本喜和 (2001) 「世界的な IT 産業の変調の背景と先行きの見通し」日本銀行国際局ディスカッションペーパーシリーズ No. 01-J-3
- [3] Athukorala, P., and N. Yamashita. 2005. "Production fragmentation and trade integration: East Asia in a global context", RSPAS Working Paper, Australian National University.
- [4] Baldwin, R. 2006. *In or Out: Does That Matter? An Evidence-Based Analysis of the Euro's Trade Effects*. London, UK: Center for Economic Policy Research.
- [5] Baxter, M., and M. Kouparitsas. 2004. "Determinants of business cycle comovement: a robust analysis", *NBER Working Paper* No. 10725.
- [6] Choe, J. I. 2001. "An impact of economic integration through trade: on business cycles for 10 East Asian countries", *Journal of Asian Economics*, 12, 569-586.
- [7] Clark, P. B., N. Tamirisa, and S.-J. Wei. 2004. *A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows*. IMF Occasional Paper No. 235.

- [8] Clark, T., and E. van Wincoop. 2001. "Borders and business cycles". *Journal of International Economics*, 55, 59-85.
- [9] Crosby, M. 2003. "Business cycle correlations in Asia-Pacific", *Economic Letters*, 80, 35-44.
- [10] Emst, D. 2004. "Global production networks in East Asia's electronics industry and upgrading prospects in Malaysia", in S. Yusuf, M. A. Altaf, and K. Nabeshima (eds.), *Global Production Networking and Technological Change in East Asia*. Washington, DC: World Bank, pp. 89-157.
- [11] Feenstra, R. C., R. E. Lipsey, H. Deng, A. C. Ma, and H. Mo. 2005. "World trade flows: 1962-2000", *NBER Working Paper* No. 11040.
- [12] Fidrmuc, J. 2001. "The endogeneity of optimum currency area criteria, intra-industry trade and EMU enlargement", Bank of Finland Institute for Economics in Transition Discussion Paper No. 2001/8.
- [13] Frankel, J., and A. Rose. 1998. "The endogeneity of the optimum currency criteria", *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- [14] Grimes, A. 2005. "Regional and industry cycles in Australasia: implications for a common currency", *Journal of Asian Economics*, 16, 380-397.
- [15] Gruben, W., J. Koo, and E. Mills. 2002. "How much does international trade affect business cycle synchronization?", Research Department Working Paper 0203, Federal Reserve Bank of Dallas.
- [16] Honjin, B., K. J. Stirob., and A. Antoniadis. 2003. "Taking the pulse of the tech sector: A coincident index of high-tech activity", *Federal Reserve Bank of New York Current Issues* No.9.
- [17] Imbs, J. 2004. "Trade, finance, specialization, and synchronization", *Review of Economics and Statistics*, 86, 723-34.
- [18] International Monetary Fund. 2005. *Asia-Pacific Regional Outlook* (September 2005).
- [19] Krugman, P. 1993. "Lessons of Massachusetts for EMU", in F. Torres and F. Givavazzi (eds.), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, London: CEPR, and Cambridge: Cambridge University Press, pp. 241-61.
- [20] Kumakura, M. 2005. "Trade, exchange rates, and macroeconomic dynamics in East Asia: Why the electronics cycle matters", *IDE Discussion Paper* No. 34, IDE-JETRO.
- [21] Kawai, M. 2005. "East Asian economic regionalism: progress and challenges", *Journal of Asian Economics*, 16, 29-55.
- [22] Kwack, S. 2005. "Exchange rate and monetary regime options for regional cooperation in East Asia", *Journal of Asian Economics*, 16, 57-75.
- [23] Leachman, R. C., and Leachman C. H. 2003. "Globalization of semiconductors: Do real men have fabs, or virtual fabs?", in K. Martin and R. Florida (eds.), *Locating Global Advantage: Industry Dynamics in the International Economy*. Stanford, CA: Stanford University Press, pp. 203-231.
- [24] Lipsey, R., and E. Ramstetter. 2001. "Affiliate activity in Japanese and U.S. multinationals and Japanese Exports 1986-1995", *NBER Working Paper* No. 8581.
- [25] Monetary Authority of Singapore. *Macroeconomic Review* (various issues).
- [26] Mundell, R. 1961. "The theory of optimum currency areas", *American Economic Review*, 51, 509-517.
- [27] Rose, A. 2000. "One money, one market: the effect of common currencies on trade", *Economic Policy*, 15, 9-45.
- [28] Rose, A., and Stanley, T. D. 2005. "A meta-analysis of the effect of common currencies on international trade", *Journal of Economic Surveys*, 19, 345-65.
- [29] Shin, K., and Y. Wang. 2004. "Trade integration and business cycle synchronization in East Asia", *Asian Economic Papers*, 2, 1-20.
- [30] Shin, K., and Y. Wang. 2005. "The impact of trade integration on business cycle co-movements in Europe", *Review of World Economics*, 141, 104-203.
- [31] Wei, S.-J., and J. Frankel. 1997. "Open versus closed trade blocs", in T. Ito and A. Kruger (eds.), *Regionalism versus Multilateral Trade Agreements*, Chicago: Chicago University Press, pp. 119-39.